Economic Analysis

Research Paper Series

Profitability of Canadian- versus U.S.-Controlled Enterprises

by Paul Warren

No. 030

Statistics Canada Statistique Canada

Canada

ECONOMIC ANALYSIS RESEARCH PAPER SERIES

The Economic Analysis Research Paper Series provides for the circulation of research conducted by the staff of National Accounts and Analytical Studies, visiting Fellows and academic associates. The research paper series is meant to stimulate discussion on a range of topics including the impact of the New Economy, productivity issues, firm profitability, technology usage, the effect of financing on firm growth, depreciation functions, the use of satellite accounts, savings rates, leasing, firm dynamics, hedonic estimations, diversification patterns, investment patterns, the differences in the performance of small and large, or domestic and multinational firms, and purchasing power parity estimates. Readers of the series are encouraged to contact the authors with comments, criticisms and suggestions.

The primary distribution medium for the papers is the Internet. These papers can be downloaded from the Internet at www.statcan.ca for free. Papers in the series are distributed to Statistics Canada Regional Offices and provincial statistical focal points.

All papers in the Economic Analysis Series go through institutional and peer review to ensure that they conform to Statistics Canada's mandate as a government statistical agency and adhere to generally accepted standards of good professional practice.

The papers in the series often include results derived from multivariate analysis or other statistical techniques. It should be recognized that the results of these analyses are subject to uncertainty in the reported estimates.

The level of uncertainty will depend on several factors: the nature of the functional form used in the multivariate analysis; the type of econometric technique employed; the appropriateness of the statistical assumptions embedded in the model or technique; the comprehensiveness of the variables included in the analysis; and the accuracy of the data that are utilized. The peer group review process is meant to ensure that the papers in the series have followed accepted standards to minimize problems in each of these areas.

Publications Review Committee
Analytical Studies Branch, Statistics Canada
18th Floor, R.H. Coats Building
Ottawa, Ontario, K1A 0T6
Telephone: (613) 951-1804

Profitability of Canadian- versus U.S.-Controlled Enterprises

by
Paul Warren

11F0027 No. 030
ISSN: 1703-0404
ISBN: 0-662-39709-6

Micro-economic Analysis Division
18th Floor, R.H. Coats Building
Ottawa, K1A 0T6
Statistics Canada

(613) 951-3999
Email: paul.warren@statcan.ca

March 2005

This paper represents the views of the author and does not necessarily reflect the opinions of Statistics Canada.

I would like to thank John Baldwin, Tarek Harchaoui and other staff at the Micro-economic Analysis Division, Danielle Lafontaine-Sorgo, Diane Thibault and Jean-Pierre Simard of the Industrial Organization and Finance Division and Danielle Lalande and Patricia Whitridge of the Business Survey and Methodology Division for their input to—and assistance with—this project.

Published by authority of the Minister responsible for Statistics Canada

© Minister of Industry, 2005

All rights reserved. No part of this publication may be reproduced, stored in a retrieval system or transmitted in any form or by any means, electronic, mechanical, photocopying, recording or otherwise without prior written permission from Licence Services, Marketing Division, Statistics Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

Aussi disponible en français

105-03083/

Table of contents

Abstract 3

Executive Summary 4

1. Introduction 6

2. Outline of paper 8

3. Differences in profitability of Canadian- and U.S.-controlled firms 10

4. Theoretical framework 13

5. Literature Survey 15

6. Data 17

7. Econometric approach 20

8. Results 22

9. Conclusion 27

Appendix A 30

References 32

Abstract

This paper examines the course of profitability of large Canadian-resident enterprises over the period 1990-98. It focuses first on the differences in the profitability of Canadian-controlled and U.S.-controlled enterprises and asks whether there are differences in *trends* in profitability by country of control over the business cycle experienced in the 1990s. It uses micro-economic data on the profitability of large non-integrated firms to investigate the role played by market share in determining profitability in each group and the extent to which profits that deviate from the mean are forced quickly or slowly back to their long-run equilibrium values. Both facets of profit behaviour are related to the nature of competition in the markets served by firms. Finally, it examines the role played by changes in the Canada-U.S. exchange rate in determining profitability in order to understand the extent to which each group uses these changes to adjust their foreign prices and thus to affect reported Canadian profits.

Keywords: profitability, U.S.-controlled enterprises, Canadian-controlled enterprises, panel data, GMM

Executive summary

This paper examines the differences in the profitability of U.S.-controlled enterprises operating in Canada relative to their Canadian-controlled counterparts. There is a considerable body of literature suggesting that such differences might be expected to exist. Research suggests that foreign-controlled plants in Canada exhibit higher labour productivity, and tend to adopt new advanced technologies earlier and faster than their domestically-controlled counterparts during the 1990s.

In contrast to these earlier studies however, the focus of this paper is on the 'bottom line'—i.e., on answering the question of whether the superior performance found in areas such as productivity translate into superior *profit* performance.

The paper uses micro-economic data on more than 2,000 large non-integrated enterprises to model comparative profitability in two different ways.

One modeling framework focuses on the question of whether Canadian- and U.S.-controlled enterprises exhibited different trends in profitability over the business cycle of the 1990s. In this model, we control for the influence of market power and for the role of lagged profitability (i.e., profitability in the previous period) in determining profitability in the current period.

Using price-cost margins as our measure of 'profitability' in this model, we find little evidence of a significant divergence in the profitability of Canadian and U.S. enterprises during this period. The price-cost margins of Canadian enterprises increase by roughly 1.3% over the period, compared with a 0.4% increase for their U.S.-controlled counterparts. If we employ an alternate profitability measure—the return on capital employed—there is slightly stronger evidence of divergence; such returns grow by 1.6 percentage points for U.S.-controlled enterprises, whilst declining by 1.9 percentage points for Canadian-controlled enterprises.

In addition to playing a role as a 'control variable', lagged profitability is important in our model due to the importance which some authors have placed on the degree of profit persistence as an indicator of the extent to which enterprises are forced to respond to competitive pressures in the markets in which they operate. If we consider the price-cost margin measure of profitability, the degree of persistence in profits is similar, regardless of the nature of ownership. In contrast, there is more evidence that the lagged return on capital is an important determinant of the current return for Canadian enterprises than there is for U.S. enterprises, suggesting that the former may be less likely to be forced to respond to competitive pressures than their U.S. counterparts.

This hypothesis is supported by the fact that market share appears to play a larger role in determining the profitability of Canadian enterprises, regardless of the measure of profitability employed.

A second modeling framework that is presented in the paper focuses on the roles played by aggregate demand and the exchange rate (in addition to those played by market share and lagged profitability) in determining profitability.

Once again, profitability is defined in two different ways within this framework. When price-cost margins are considered, market share and the exchange rate appear to be more important for Canadian-controlled enterprises than for U.S.-controlled enterprises; in contrast the state of aggregate demand (as measured by GDP growth) is more important for U.S.-controlled enterprises.

As far as the return on capital employed is considered, market share is—once again—a more important determinant of profitability (measured in this way) for Canadian-controlled enterprises than for U.S.-controlled enterprises, as is—in this case—GDP growth. The exchange rate is important for both Canadian-controlled and U.S.-controlled enterprises; a depreciation in the Canadian dollar increases profitability to roughly the same extent regardless of the nature of enterprise ownership.

1. Introduction

> *"It is a stylised fact of the multinational enterprise literature that, on average, foreign owned companies outperform domestic firms. A substantial body of work has shown that the affiliates of multinationals typically enjoy higher productivity, pay higher wages, and usually enjoy greater profitability than their indigenous counterparts."*
>
> Conyon et al. (2002)

Enthusiastic endorsements—such as that above—notwithstanding, the Canadian attitude towards the foreign ownership of Canadian-resident corporations has long been an ambivalent one.

Arguments *against* foreign ownership have been made on the grounds of both economic efficiency[1], and on the grounds that there are likely to be undesirable consequences for Canadian *political* sovereignty of having assets controlled outside Canada—particularly by corporations in the United States.

In an interview in 1967, Walter Gordon—then chairman of a Cabinet committee with responsibility for enquiring into the effects of foreign ownership on the Canadian economy—stated that:

> *"Already, in my view, we have surrendered too much ownership and control of our natural resources and our key industries to foreign owners, notably those in the United States...with economic control inevitably goes political control."*
>
> Levitt (1970), p.2

Political concerns to one side, economic studies of multinationals have focused on the reasons that cause firms to extend their boundaries and to invest abroad, thereby becoming businesses that not only trade across nations but also extend their production boundaries across nation states. Building on transaction-cost theories, Caves (1971) posits that these firms overcome problems in arm's-length transactions in firms that possess intangible assets that are difficult to transfer in markets, thereby improving the way in which international transactions take place.

Foremost among the assets that are difficult to transfer in arm's-length markets are the capabilities that involve innovation and the application of advanced technologies.[2] This theory suggests that multinational firms will develop in areas where technology transfer is important and will facilitate the transfer of new technologies across countries. Not surprisingly, then there is a substantial literature that looks at the extent to which the plants of multinationals use different technologies than domestic firms. The Canadian evidence (Baldwin, Rama and Sabourin, 1999) indicates that foreign-controlled plants in the manufacturing sector have been

1. In the early 1960s, Yale economist Stephen Hymer argued that most inward FDI to Canada "was accounted for by a small number of firms operating in industries that the economist calls oligopolistic...if what foreign ownership is about is big business, or trusts, then what the policy towards foreign ownership should be about is a combination of keeping business competitive and regulating the trusts." (Watkins, in Levitt (1970), p.XV).
2. Others involve brand-name assets and managerial skills.

adopting new advanced technologies earlier and faster than their domestic counterparts during the 1990s. Similar results are reported in the food-processing sector (Baldwin, Sabourin and West, 1999). In the same vein, Baldwin and Hanel (2003, ch. 10) report that foreign firms are found to be more likely to introduce an innovation than domestic firms.

A number of studies follow up differences in technology by examining differences in labour productivity between domestic and foreign plants (see Dunning, 1993, p. 424). These studies invariably find significant productivity differences between foreign (mainly U.S. multinationals) and domestic plants. Studies in Canada suggest that higher foreign ownership leads to higher labour productivity at the industry level (Saunders, 1980). Early work by authors such as Safarian (1969), Raynauld (1972) and Covari and Wisner (1991) identified higher average productivity levels of foreign affiliates compared with those of Canadian-controlled firms. Within Canadian manufacturing industries, foreign plants have been found to have a higher labour productivity compared to domestic plants and to have seen this difference grow recently (Baldwin and Dhaliwal, 2001). Some of these differences in labour productivity may result from higher capital intensity (Globerman, Ries and Vertinsky, 1994), thereby suggesting that one of the superior capabilities of multinationals is related to their ability to master more capital intensive processes. More recently, Baldwin and Gu (2003) note that the process of turnover (closing down old plants and opening up new plants) in the foreign-controlled segment is contributing much more to productivity growth than turnover in the domestic sector. Many studies have suggested that, in addition to exhibiting superior productivity, 'foreign' firms exhibit a willingness to pay higher wages, engage in more R&D, and train more.[3]

It is important to recognize at the outset that—whilst we are interested in hypotheses surrounding the impact of foreign- versus domestic-control on performance in a *Canadian* context—the nature of the hypotheses found in the extant literature tends to be somewhat broader than the question of whether specifically *Canadian* control is a 'bad' thing whenever and wherever it occurs.

Hypotheses concerning the relative performance of 'foreign' and 'domestic' entities have also been advanced and tested in contexts in which 'domestic' has meant 'U.S.', 'British' or other economies. Discussing work by Doms and Jensen (1998) that examined the performance of 'domestic' (United States') firms relative to 'foreign' (non-U.S. firms), Head stresses that differences in (wage and productivity) performance remaining in that work *after* differences in plant attributes have been controlled for

> "*does not appear to derive from [such plants] "foreignness"; rather it appears that plants owned by multinational corporations pay more and have higher productivity*"
>
> Head, p.256 in Baldwin, Lipsey and Richardson (1998)

3. For example Conyon, Girma, Thompson and Wright (2002) find that foreign-controlled firms in the U.K. pay equivalent employees 3.4% more than domestic firms do.

Confirming this finding, Baldwin and Hanel (2003) report that while there were differences in the percentage of foreign firms and domestic firms that innovated, there were no differences between foreign multinationals and domestic multinationals. This is what the transactions theory of the multinational would predict. Both foreign and domestic multinationals should be expected to possess intangible assets that contributed to their original decision to become multinationals.

While the evidence on relative technology use and relative labour productivity is therefore convincing, many authors have pointed to offsetting problems that may develop from the presence of multinationals. An extensive literature has examined the extent to which multinationals may use artificial transfer prices to shift taxes across jurisdictions to reduce tax burdens.[4] Transfer pricing not only distorts national tax programs, but it leads to the mismeasurment of GDP and of productivity.

The second issue that is relevant here is the extent to which multinationals affect market structure and competition in the host country. A relationship between market concentration and foreign investment is to be expected because both are driven by similar factors. And at least one theory suggests that loosely knit oligopolies that exist in U.S. markets may export their market structure to foreign markets via foreign investment (see Caves, 1982, pp. 98-100). Regardless of its effect on structure, the interesting question is the impact of the presence of multinationals on firm performance. Does the presence of a dominant firm that is foreign facilitate less competitive behaviour?

Related sets of research questions have asked whether other aspects of market performance are affected by the presence of foreign firms. The severity of macro-economic business cycles is affected by the extent to which firms react to domestic conditions. Because of their greater ability to arbitrage capital markets across countries, foreign firms may be less affected by cash flow problems that are highly correlated with recessions. And in turn, this may make investment less sensitive in foreign firms. Similarly, profits in foreign firms may be less sensitive to local conditions if the foreign firms are more diversified across international markets whose cycles are not perfectly correlated.

2. Outline of paper

This paper addresses a number of these issues by focusing on differences in the profitability of U.S.-controlled and Canadian-controlled firms operating in Canada. It chooses the period of the 1990s. This was a period in which corporate tax rates in Canada were above those in the United States according to authors such as Mintz (2002).[5] And several observers have suggested that the incentive to transfer profits out of Canada might have therefore led transfer prices that are used for inter-affiliate transfers between multinationals to become increasingly unrealistic over this time. We investigate this issue by asking whether there is evidence that multinational firms operating in Canada during this period were less profitable than domestic firms or whether

4. See Caves (1982, ch. 8) and Dunning (1992, ch. 18).
5. See also McKenzie and Thompson (1997).

changes in their profitability suggests that increasing amounts of profits were being transferred out of the country.

In investigating the question of whether U.S.-controlled firms have demonstrated (increasingly) superior performance relative to their Canadian counterparts, this paper attempts to control for a number of factors that might be thought likely, *a priori*, to impact profitability—addressing a number of questions that are of importance in their own right, along the way. Specifically, we model the profitability of individual firms as a function of nationality and examine the effect of several additional factors:

- their market share
- GDP growth
- the Canada-U.S. exchange rate

We examine the effect of market structure by asking whether the market share of the firm is related to the profits of individual firms. There is a considerable body of literature that postulates a role for market share in determining profit margins, particularly within the context of a homogeneous product oligopoly model.[6] That literature suggests that the profit margin of an enterprise will be positively associated with that enterprise's market share. This hypothesis is examined in this paper via inclusion of a measure of market share in an econometric specification designed to "explain" profits. If foreign-controlled firms are able to exploit their dominance more than domestic firms, we would expect the coefficient on market share to be greater for foreign-controlled than for domestically-controlled firms.

The regressions presented subsequently in this paper also address the question of 'the persistence of profitability'—an issue that has been studied by Mueller (1990) and others. This literature asks how rapidly profits move towards a long-run mean when disturbed from this point by demand or supply shocks.[7] This issue is regarded as an important one by authors who view such persistence as evidence that (some) companies may not face the type of vigorous competitive forces that would tend to quickly return above-average rates of profitability to economy-wide (or industry-wide) means. The size of the estimated coefficients on lagged profitability variables in the profit regression equations can be viewed as indicative of the degree of 'profit persistence' exhibited with the sub-samples examined. Longer 'persistence' of profitability in foreign firms would suggest less competitive pressures in this segment.

We also ask how profitability is affected by the exchange rate. This issue arises from 'pricing to market' (PTM) models, that can be found in the trade/international economics literature since the early 1990s. These models predict a relationship between exchange rate movements and changes in mark-ups charged by exporters, which will depend upon the shape of the demand curve faced by exporters in foreign markets. This issue is examined in this paper via the inclusion of a measure of the Canada-U.S. exchange rate in the relevant profitability equations.

The third issue that we examine is the behaviour of profitability over the business cycle. The game-theoretic models of oligopoly studied by Green and Porter (1984) as well as Rotemberg

6. See Clarke and Davies (1982).
7. See Baldwin (1995, ch. 13) for a discussion of the results for the manufacturing sector.

and Saloner (1986), suggest that the strength of oligopolistic coordination may change across the business cycle. We examine the extent to which the competing predictions of these models are matched by the data by the inclusion of a GDP growth variable.

In addressing each of these three issues, we allow for the possibility that differences exist between Canadian-controlled and U.S.-controlled enterprises.[8] Such differences might exist for any of a number of reasons, such as differing degrees of export orientation, varying stockholder preferences over possible time profiles for profits, etc.

In addition to addressing the 'structural' issues outlined above, this paper also presents results from a model designed to focus more on the time-series properties of the dataset—in particular on the question of whether trends in profitability differed by country of control over the period.

While it is difficult to arrive at a definitive answer to this question (to distinguish 'trend' from 'cycle') based on just 9-years of data, we pursue this question by estimating a pair of country-of-control specific profitability models, each containing a set of quarterly dummies to pick up any country and time-period specific 'fixed' effects remaining in the data after controlling for perhaps the major influences on profitability—lagged profitability and market share.

The data employed in this study comes from an administrative tax file kept by Statistics Canada that covers a wide range of financial data for Canadian-resident enterprises over the period 1988-1998. These data are derived from quarterly surveys along with administrative data and are used to prepare the aggregated annual financial statistics of the corporate sector.

We focus in this paper on those enterprises that are *large*, *non*-integrated, and exhibit a degree of continuity (in the sense of being present in the dataset for seven or more contiguous—i.e., adjacent years). This is required if we are tracking changes over time in profitability of continuous entities. The meaning of each of these qualifiers will be made clear below.

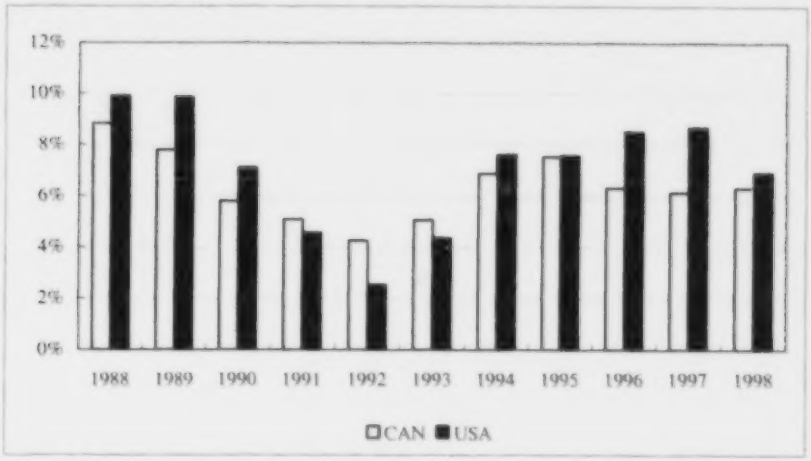
The remainder of this paper is organized as follows; Section 3 contains a 'preliminary data analysis'—a description of some of the time-series features of the data. In Section 4, we outline theoretical models of profitability that are relevant to the empirical work undertaken here. Section 5 sketches findings from earlier work on profitability, and Section 6 describes the data employed here. Section 7 discusses the econometric approach used in estimation, and Section 8 presents the results. Section 9 concludes.

3. *Differences in profitability of Canadian- and U.S.-controlled firms*

Before we begin to model the differences between Canadian- and U.S.-controlled firms, it is useful to examine the profitability in each population. We do so by calculating the average return on capital employed for each group and plot them in Figure 1.

8. Section 6 of this paper includes a discussion of what constitutes a 'Canadian (U.S.)-controlled' enterprise.

Figure 1. Annual return on capital employed, large non-financial enterprises



The measure of 'profitability' employed is the *return on capital employed*. This ratio measures how well management has employed the assets under its control, by calculating the percentage return on total capital provided by the owners and lenders (i.e., the creditors). The earnings figure is before taking into account after-tax interest expense (payments to lenders) and dividends (payments to owners). The ratio indicates how many cents are returned to every dollar of capital invested. Formally we may write:

$$\text{Return on capital employed} = \frac{\text{net profit + after-tax interest expense}}{\text{short-term loans + long-term loans and debt + equity}}$$

The aggregate ratios for each group are calculated by first summing the values of the ratio's numerator for all observations in a particular class, then summing the values of the ratio's denominator for all observations in a particular class, and then dividing the former by the latter.[9] This is the approach taken in the Industrial Organization and Finance Division's (IOFD) *Financial and Taxation Statistics for Enterprises*.

Inspection of Figure 1 suggests a divergence between the rates of return on capital enjoyed by larger Canadian-controlled and U.S.-controlled enterprises is apparent throughout the decade. Firms controlled in the U.S. were generally more profitable than firms controlled in Canada, except for a brief period during recession of the early 1990s. Figure 1 does not control for size, leaving open the possibility that this result may reflect the different size composition of the Canadian-controlled and U.S.-controlled populations, and the overall superior profitability of larger enterprise. As a further step in this exploratory exercise, a regression was carried out in an attempt to control for size by using market share. Table 1 shows the results from carrying out this regression using data measured in levels (as opposed to the first-differenced form employed later in this paper).

9. In arriving at the ratio for a particular year, observations are assigned to the calendar year in which the fiscal period to which the observation pertains ends.

Table 1. OLS results (levels) for pooled Canadian/U.S. data

Variable	Return on capital employed	
	Coef	S.E.
Market share	.052	.016
U.S.-controlled	.020	.002
1990 q1	.076	.007
1990 q2	.069	.008
1990 q3	.057	.007
1990 q4	.068	.003
1991 q1	.062	.006
1991 q2	.059	.007
1991 q3	.045	.006
1991 q4	.051	.003
1992 q1	.051	.006
1992 q2	.051	.007
1992 q3	.044	.006
1992 q4	.045	.003
1993 q1	.057	.006
1993 q2	.048	.007
1993 q3	.049	.006
1993 q4	.049	.003
1994 q1	.063	.006
1994 q2	.076	.007
1994 q3	.067	.006
1994 q4	.061	.003
1995 q1	.064	.006
1995 q2	.059	.007
1995 q3	.063	.006
1995 q4	.059	.003
1996 q1	.051	.006
1996 q2	.053	.007
1996 q3	.065	.006
1996 q4	.063	.003
1997 q1	.064	.006
1997 q2	.066	.007
1997 q3	.065	.006
1997 q4	.066	.003
1998 q1	.060	.007
1998 q2	.072	.008
1998 q3	.069	.007

The regression is carried out on pooled Canadian and U.S. data using the 'return on capital employed' measure of 'profitability' described above.

The slight advantage enjoyed by U.S.-controlled enterprises in terms of returns on capital employed persists when we control for size.

We proceed now to model the individual firm profits in the two groups during the decade.

4. Theoretical framework

Profitability issues can be examined in a number of ways, and studies have varied widely in the definitions they have used, the questions that they have addressed, and the methods that they have employed.

In terms of "questions asked", a large number of studies concentrate on examining the "persistence of profitability"—an approach associated with Mueller (1990). The models associated with this approach tend to be extremely simple—usually just first-order autoregressions.[10]

Other studies address questions of profitability over the business cycle, using richer structural models that consider other factors besides just lagged profitability. These studies are usually based on the price-cost margin measure of 'profitability'. Within this framework, a number of approaches are possible, as Galeotti and Schiantarelli (1998) point out:

> *"Following the industrial organization tradition, a number of studies simply compute price-cost margins on the basis of the assumption that marginal and average variable costs are equal for the firm...another set of papers, using a production theoretic approach, estimates the optimality conditions for input demands."*

The initial analysis undertaken in this study belongs to the approach that examines the effect of market structure on price-cost margins. Specifically, the underlying theoretical model may be thought of as corresponding—albeit somewhat loosely—to the theoretical framework of homogeneous product oligopoly developed by Cowling and Waterson (1976).

Estimation is carried out on the assumption that data are generated by enterprises in long-run equilibrium. In addition, this approach also assumes that data points are generated by firms whose production technology is such that average costs and marginal costs coincide. In essence, the approach ignores the contribution of any disequilibrium cost factors (returns to scale and fixities) that might be thought to generate a 'wedge' between marginal cost and market price.

Specifically, suppose that marginal costs are constant for each firm, but vary between firms. The ith firm sets output X_i to maximize profits $\Pi_i = pX_i - c_iX_i$ where p is price and c_i is marginal cost. Noting that price depends on total industry output ($p = p\left(\sum_{i=1}^{n} X_i\right)$), the equilibrium condition for the ith firm is given by

$$p\left\{1 - \frac{1}{\varepsilon}\frac{X_i}{X}\left(1 + \lambda_i\right)\right\} = c_i \qquad (1)$$

10. Examples of this approach include Geroski and Jacquemin (1988), and—for Canada—Khemani and Shapiro (1990).

where λ_i is a conjectural variation term (expressing the output changes firm i would expect from rivals on altering output) and ε is the industry price elasticity of demand.[11]

Machin and van Reenen (1993) express (1.1) in terms of the profit margin $\left(\frac{\Pi}{S}\right)$ for the ith profit maximizing firm as

$$\left(\frac{\Pi}{S}\right)_i = MS_i(1+\lambda_i)/\varepsilon \qquad (2)$$

where MS_i is market share (i.e., X_i/X).

They go on to arrive at an estimable specification by modifying the Clarke and Davies (1982) approach of modeling the conjecture term as $\lambda_i = \alpha_i(1-MS_i)/MS_i$ to allow larger firms to have larger conjectures. They arrive at a formulation for conjectures of $\lambda_i = \alpha_{1i}(1-MS_i)/MS_i + \alpha_{2i}(1/MS_i)$, allowing them to generate an equation for profit margins given by

$$\left(\frac{\Pi}{S}\right)_i = [(1-MS_i)\alpha_{1i} + \alpha_{2i} + MS_i]/\varepsilon \qquad (3)$$

and go on to model the α coefficients as time-varying functions of industrial variables including concentration and union power.

The specification that is estimated in this paper may be regarded as being derived from a model like that outlined in equations (1) to (3). However, in line with other authors, we modify this specification by the addition of variables designed to capture possible influences on profitability other than those in equation (3).

A particular focus of recent work on price-cost margins (or, equivalently, profit-cost margins) has been the role of aggregate demand shocks in shaping firm-level profitability. This is an interesting question in light of the opposing predictions produced by game-theoretic models developed by Green and Porter (1984) and Rotemberg and Saloner (1986).

---

11. We should note that Clarke and Davies generalize this framework by assuming that a parameter α (assumed the same for all firms) represents the degree of implicit collusion inherent in the market, and writing $p\left\{1-\frac{1}{\eta}\left(\frac{X_i}{X}-\alpha\frac{X_i}{X}+\alpha\right)\right\}=c_i$ (see Clarke and Davies p.279). They go on to point out that the "differential efficiency" versus "abuse of market power" explanations of the concentration/profitability relationship could be addressed using this equation. Specifically, a decomposition of profitability into two component parts—one due to "abuse", the other to "efficiency differences" could be arrived at *via* estimation of the above equation using firm level data within each industry on market shares and mark-ups. See Clarke and Davies p.284 for more details.

Green and Porter's model assumes that oligopolistic firms cannot immediately observe the output decisions and profits of other firms, and so cannot determine whether falling margins in recessions are due to negative demand shocks or the actions of rivals. In consequence, they produce at output levels designed to punish those rivals when industry price falls below a pre-set "trigger price". This results in *procyclical* price-cost margins.

In contrast, Rotemberg and Saloner's model is based on the notion that implicit collusion is more difficult for oligopolies when demand is relatively high. It predicts *counter-cyclical* margins will be observed.

We compare these two competing hypotheses in the more general of the two regressions discussed below.

Finally, Marston (1990), Krugman (1987) and others have developed models of 'pricing to market'. Such models predict a role for the exchange rate in determining profitability—and so we generalize one of our regression equations still further to allow for the notion that if demand becomes more (less) elastic as local currency prices rise, then the optimal markup charged by the exporter will fall (rise) as price in the buyer's currency increases.

In summary then, our estimated model is

$$\left(\frac{\Pi}{S}\right)_t = f(MS, X) = g(MS, GDP, EXCH)$$

where X is a set of time fixed effects in the first formulation. In the second formulation, these are replaced with the time-varying measures GDP (Gross Domestic Product) and EXCH (the Canada/U.S. exchange rate).

5. *Literature Survey*

Machin and van Reenen (1993) use profit margins as their measure of profitability—and employ a panel of 709 large U.K. companies in the 1970s and 1980s. They focus on the role of industry/firm level explanatory variables (market share, concentration, import intensity, trade unionism, and a lagged dependent variable designed to capture 'persistence') and aggregate effects, and carry out separate estimation for different product groups.

They initially considered a set of four models, varying with respect to the inclusion versus non-inclusion of 'interaction effects' (between market share and the other industry/firm level explanatory variables) and the inclusion of either the unemployment rate or a set of annual dummy variables to capture (common) aggregate effects.

In their preferred set of specifications, the effect of industrial concentration is estimated to be significantly positive even after controlling for market share. There are positive and significant market share and concentration effects, while import penetration and industrial union density are

both insignificant. There is significant evidence of persistence in profitability, and of procyclicality in profit margins.

Machin and van Reenen also provide separate estimates for firms in the producer goods, consumer durables, and consumer non-durables product groups. They find differences in timing between these groups with respect to the impact of aggregate shocks on profit margins, with margins for firms in the consumer durables and non-durables groups reacting a year before those in the producer goods group to the U.K. recession of the early 1980s. In addition, adjustment seems slower in the producer goods sector (as captured by a larger coefficient on the lagged dependent variable),

McDonald (1999) examines profitability in Australian manufacturing, using a firm-level panel data set on firm performance over the period 1984-93, using the ratio of net profits[12] to sales as a proxy for the price-cost margin. He uses a range of econometric techniques and specifications, estimating relationships in levels and differences and using the Arellano-Bond GMM estimator as well as the more traditional Anderson-Hsiao instrumental variable approach.

Five alternative specifications using profit levels are presented, which differ according to whether a capital intensity variable is included in the specification, whether or not specific year effects are included, whether allowance is made for firm-specific random effects, and the sample employed.[13] McDonald finds a highly significant coefficient on the lagged dependent variable (ranging from 0.77 to 0.51) in all five specifications, and concentration is also invariably significant and positively signed. Import penetration (measured at the industry level as the ratio of industry imports to the sum of industry imports plus home sales) is negatively signed in every specification, and statistically significant (at the 5% level) in three of them. Perhaps surprisingly, market share does not come close to being statistically significant—and is "incorrectly" (i.e., negatively) signed. Wage inflation is significant and negatively signed in all four of the specifications in which it plays a role.

McDonald also estimates a set of five equations specified in first differences, using the balanced sample. Concentration is dropped from these equations, and a 'benchmark' specification including import penetration, union density, market share, wage inflation, unemployment, a lagged dependent variable and the product of the unemployment rate and concentration is estimated using both Arellano-Bond GMM, and standard instrumental variables. In addition, two variants of the 'benchmark' are estimated using instrumental variables (IV). One has capital intensity included; another drops union density, wage inflation and the unemployment rate, but includes year dummies. Finally the 'benchmark-with-capital-intensity' specification is estimated on the full sample. Once again the lagged dependent variable is significant in every case, albeit somewhat smaller than in the levels equations (ranging from 0.32 to 0.41). The coefficient on import penetration is negative and significant in the 'benchmark' specification (whether estimated using IV or GMM) as well as in the 'benchmark-with-capital-intensity' specification and the 'annual dummies' specification. Interestingly, market share is only significant in the GMM-estimated equation, where it is 'incorrectly' (i.e., negatively) signed.

---

12. Net of depreciation and tax.

13. A 246 firm (2,214 observations) balanced panel *vs.* an 897 firm (4,786 observations) 'full' panel.

McDonald interprets the negative coefficient he obtains on the variable constructed as the product of the unemployment rate and concentration as evidence that profit margins are procyclical in industries where concentration is relatively high, but counter-cyclical otherwise.

6. Data

Profitability and market share are measured at the enterprise level, where an enterprise is defined as a "family of businesses under common control; the enterprise consists of one or more corporations, divisions, or plants engaged in relatively integrated activity for which a consolidated set of financial statements is produced." (Statistics Canada, 1994, 1998).

Clearly an important first question is how to define "profitability". Schmalensee (1989) lists 12 alternative measures of "profitability", noting that—in his sample—they "are not on average highly correlated" (p.337). Conyon and Machin (1991) have shown empirical results to be sensitive to the measure of profits used.

Here, we focus on two main measures of 'profitability' as our dependent variable. The first is the *price-cost margin*—defined as operating income divided by total operating revenue. This measure continues to be widely used in empirical work on profitability. As discussed earlier, it is central to a well defined theoretical model relating it to market demand elasticity, conjectural variation terms (which can be parameterized) and either the Herfindahl-index (at the industry level) or the enterprise's market share (at the level of the individual enterprise).

Whilst acknowledging that this measure may not correspond as well as might be desirable to economists' preferred 'profitability' measures, it may also be pointed out that the fact that the data series employed in this paper are first-differenced may reduce the impact of different inter-enterprise accounting conventions.[14]

The second measure of 'profitability' employed in this paper is the *return on capital employed.*

For the modelling exercise, we use only those records that satisfied a contiguity constraint that is discussed below. Following a number of other authors—including Arellano and Bond (1991)—enterprises were only included in the full sample if seven or more continuous observations were available.[15]

The data also only cover *large*, *non-integrated* enterprise. An enterprise was classified as *large* if its assets exceeded $25 million. An enterprise was classified as *non-integrated* using its 4-digit SIC-C code. The SIC-C was designed in such a way as to allow codes for integrated enterprises—enterprises whose activities spanned several industries. Enterprises with these codes were excluded from the sample.

---

14. At least insofar as those differences may be regarded as enterprise-specific, time-invariant fixed-effects.
15. See Appendix A for a discussion of the resulting patterns of contiguous observations that exist for the sample.

Throughout this analysis a distinction is drawn between Canadian-controlled and U.S.-controlled enterprises. A corporation is considered to be U.S.-controlled if a majority of its voting rights are held in the U.S., or are held by one or more Canadian corporations that are themselves U.S.-controlled. In the case of a multi-corporation enterprise, it is the enterprise head or parent that is considered first, and each subsidiary within the enterprise is assigned the same country of control as its enterprise parent. If the enterprise head is a Canadian resident corporation, the country of control is assigned to that country in which the majority of voting rights are held by both individuals and corporations.

Certain additional exclusions were made to the data. Negative sales were felt to be implausible/atypical, and observations containing such data were dropped from the sample. This left a number of records with very large negative profit margins however. In fact the most extremely negative 0.5% of these margins ranged from -294,700% to -900%. Such margins were felt to be implausible (or at least to be observations on enterprises in an 'atypical' state), and the records with the most extreme values (the top and bottom 1 percentiles) were dropped from the sample.

How representative of the population is the sample that we use? Figures 2, 3, 4 and 5 seek to answer this question graphically, by comparing the means for the sub-samples used to estimate the main regression results presented in this paper, with the (trimmed) means for the data base as a whole. It is evident that the sample broadly tracks the population as a whole.

Nonetheless, and despite the fact that selection of a sample with at least T observations is characteristic of most work using firm panels (i.e., Arellano and Bond, 1991), it must be acknowledged that the data employed in estimation was not randomly selected. In such circumstances the problem of selection bias can arise. Whilst possible 'biases' from dropping clearly aberrant observations may not constitute cause for concern, the focus on "contiguous" observations may be problematic, and certainly constitutes a possible source of bias (specifically we may have what Lancaster (1990) refers to as "length biased sampling") .

In addition, the fact that a large number of enterprises are present in the early stages of the panel, but then exit, constitutes another possible problem ("attrition bias").

Unfortunately, techniques for dealing with these problems are not yet well established for the case in which data are modeled with a lagged dependent variable. A number of solutions have been proposed for dealing with attrition bias in *static* panel data models. Here, in contrast to the widespread Heckman (1979) parametric approach (in which sample-selectivity is viewed as an omitted variable problem, and probits are used to generate a 'proxy' for the omitted variable) the focus in the panel literature appears to have been on using auxiliary (probit) regressions to produce a set of weights which are then used in estimation (essentially the weights attached to an observation are inversely proportional to the degree of selectivity bias to which an observation is likely to give rise).

Figure 2. Mean margins for sub-sample in Table 3, versus means for large, non-integrated, Canadian-controlled enterprises in ANNUAL_RELEASED

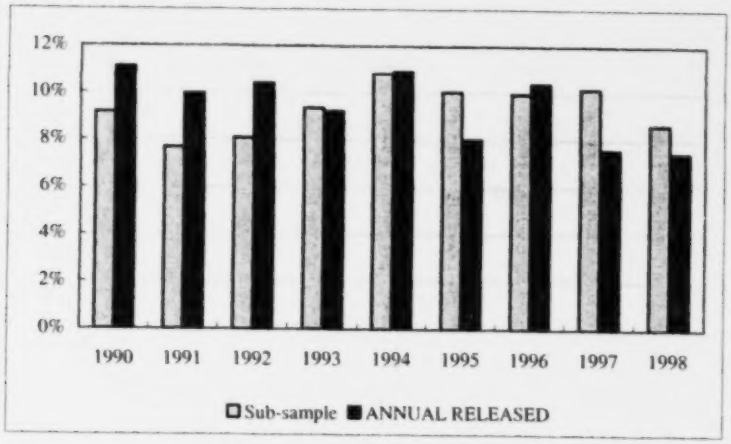


Figure 3. Mean margins for sub-sample in Table 3, versus means for large, non-integrated, U.S.-controlled enterprises in ANNUAL_RELEASED

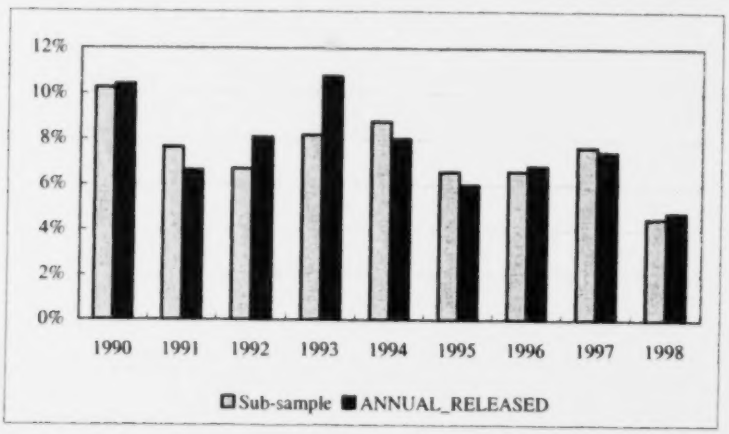


Figure 4. Mean returns on capital employed for sub-sample in Table 4, and for large, non-integrated, Canadian-controlled enterprises in ANNUAL_RELEASED

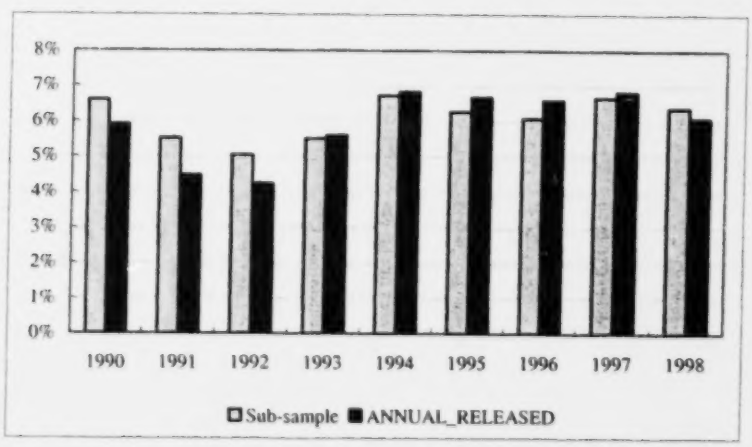
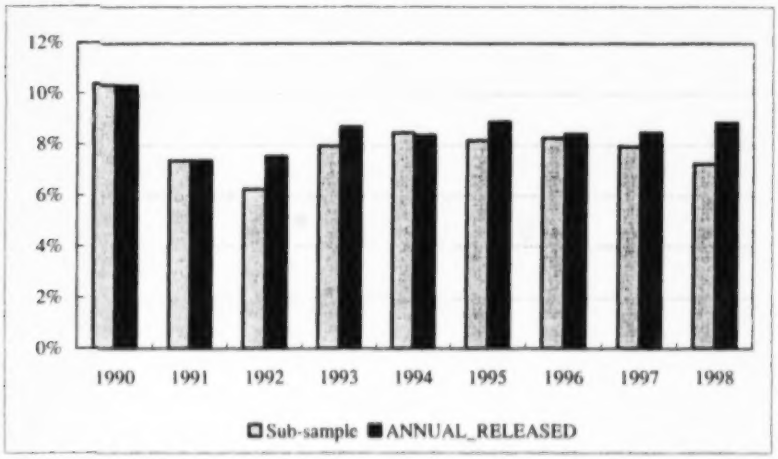


Figure 5. Mean returns on capital employed for sub-sample in Table 4, and for large, non-integrated, U.S.-controlled enterprises in ANNUAL_RELEASED



In the absence of such weights, the current 'state of the art' seems to be embodied in a pair of papers by Kyriazidou (1997, 1999). In her earlier paper, dealing with static panel data, Kyriazidou uses a couple of insights—that observations with similar regressor values will be subject to a similar degree of selection bias, and that differencing observations with similar degrees of selection bias will effectively remove that bias—to arrive at a rather complex 2-stage non-parametric estimator. In her later paper, Kyriazidou extends this approach to dynamic panels.

Given that the data presented a number of other challenges however, this paper does not attempt to adopt Kyriazidou's approach, and the results presented below have not been 'corrected' for sample selection bias.

It should be borne in mind however that—insofar as the likelihood of attrition in the sample is likely to be constant over time—any Heckman-like "correction term for selectivity" will be absorbed into the fixed individual-specific effect[16] and hence will be removed by the first-differencing transformation which is applied to the data before GMM estimation is carried out.

7. Econometric approach

Estimation is carried out using the Generalized Method of Moments (GMM) approach developed by Hansen (1982) and popularized in the panel-data context by Arellano and Bond (1991).

The main advantage of the various approaches to panel data that have been developed in the literature is that they allow us to control for individual-specific effects, usually by employing some kind of transformation of the data. The Arellano-Bond approach to dynamic panel data

16. Verbeek and Nijman, p.471 in Chapter 18 of Matyas and Sevestre's 1996 "*The Econometrics of Panel Data: A Handbook of the Theory With Applications*", Kluwer.

modelling that is employed here uses first-differencing to remove the individual specific effects, and deals with the consequent problems arising from inclusion of a lagged dependent variable in a model with serially-correlated errors by means of IV (instrumental variable) estimators.[17]

Arellano-Bond improve on earlier IV estimators developed for dynamic panel data models (i.e., Anderson and Hsiao, 1981) by recognizing that an increasing number of instruments becomes available to the econometrician for estimating the relationship that generates the later observations in the dataset.

Recently however, it has been recognized that Arellano-Bond estimation can suffer from both bias arising from the use of 'too many' instruments, as well as inefficiency arising from the fact that the first-differencing transformation employed essentially 'throws away' the information contained in the levels of the data. The estimates presented below attempt to avoid the problem of bias by a relatively parsimonious use of instruments; the problem of inefficiency is postponed for future work.[18]

The moment restrictions that give rise to the Arellano-Bond estimator rely crucially on the assumption that errors in the original (untransformed) data are not characterized by any form of serial correlation, and we employ three statistical tests to ensure this is the case.

The first of these is based on the m_2–statistic developed by Arellano and Bond, which takes the form

$$m_2 = \frac{\hat{v}'_{-2}\hat{v}_*}{\sqrt{\hat{v}}} \qquad (4)$$

and which is (asymptotically) distributed with mean zero and unit variance under the null hypothesis of no second order serial correlation in the first-difference residuals.

The second test employed is analogous to the m_2 based test, but tests for lack of first-order serial correlation in the first-difference residuals, in an attempt to determine whether the errors in the untransformed data follow a random walk. Finally, a Sargan test of over-identifying restrictions can be carried out using a statistic that has a chi-squared distribution asymptotically.

17. The econometric approach outlined above was implemented using the STATA software package.
18. Blundell and Bond (1998) demonstrate that dramatic improvements in efficiency can result from the use of an extended version of *system*-GMM. In the system-GMM approach to panel data estimation, lagged differences of the dependent variable are used as instruments for the (period-specific) equations in levels, in addition to using lagged levels of the dependent variable as instruments for the equation in differences (as is done here).

8. *Results*

Tables 2 and 3 contain the results from carrying out 2-step GMM estimation separately for sets of U.S.-controlled and Canadian-controlled enterprises, for two alternative measures of 'profitability'. Table 2 uses the price-cost margin as dependent variable—in first-difference form—and Table 3 uses the rate of return defined earlier.

Table 2 uses the 'price-cost margin' profitability measure, and for that reason, the results presented there might be expected to accord more closely with the predictions of the model presented in Section 3 of this paper. Results are presented for both 'Canadian-controlled' and 'U.S.-controlled' enterprises. The difference between columns (a) and (b) under each of these headings lies in the way in which the different specifications attempt to control for factors that will impact all enterprises similarly. In specification (a), this is done by the inclusion of dummy variables designed to capture time-varying fixed effects; in specification (b), it is done by inclusion of an explicit measure of the state of the business cycle (measures of GDP and the exchange rate).

The price-cost margins of Canadian-controlled enterprises over this period were positively related to both their margins in the previous financial year, and their current market share (Table 2). Both results are in line with prior expectations, and both are statistically significant at the 5% level.

Turning to the specification for Canadian-controlled enterprises that is outlined in Table 2, column (b), we see that both lagged profit margin and market share remain positively signed and statistically significant in an equation that replaces financial-period specific dummy variables with an explicit measure of the business cycle. The impact of the business cycle is not statistically significant (although it is close to being so at the 10% level, with a p-value of 0.123). Nevertheless, its sign is consistent with the predictions of the model developed by Green and Porter that suggests profitability will be pro-cyclical.

The exchange rate variable is significant at the 10% level, and positively signed. Bearing in mind that we have defined the exchange rate as the number of Canadian dollars per U.S. dollar (an increase in the ratio indicating a depreciation in the Canadian dollar) the sign is what we would expect if we imagine that exporters costs are predominantly denominated in Canadian dollar terms. In such a framework, an exporter who left the price charged in the U.S. (in $U.S. terms) unchanged following a depreciation in the value of the Canadian dollar would earn increased revenues in Canadian dollar terms.

As is the case with Canadian enterprises, U.S.-controlled enterprises also display persistent profitability, with a statistically significant and positive coefficient on lagged profitability—regardless of how we control for those factors that will impact all enterprises similarly.[19] But the coefficient is lower for U.S.-controlled enterprises, thereby suggesting that there is much lower persistence in this group. And what is more important, although the 'market share' variable is 'correctly' signed in both specifications (a) and (b) for U.S.-controlled firms, it is not statistically significant for this group of enterprises in either specification. This once again suggests that U.S.-controlled enterprises are less affected by domestic market conditions than are Canadian.

19. That is to say, regardless of whether we include time dummies or a business-cycle variable.

Table 2. GMM results for Canadian- versus U.S.-controlled large enterprises[20] using price-cost margin as the 'profitability' measure

Variable	Canadian-controlled				U.S.-controlled			
	(a)		(b)		(a)		(b)	
	Coef	S.E.	Coef	S.E.	Coef	S.E.	Coef	S.E.
Lagged profitability	0.401**	.035	0.424**	.036	0.371**	.057	0.317**	.062
Market share	0.426**	.157	0.401**	.157	0.171	.259	0.177	.266
GDP growth	-		0.157	.099	-	-	0.326**	.095
Exchange rate	-		0.051*	.028	-	-	-0.051	.037
1990 q1	0.016*	.009	-	-	-0.020	.018	-	-
1990 q2	-0.015	.013	-	-	-0.031**	.014	-	-
1990 q3	-0.009	.012	-	-	-0.017	.011	-	-
1990 q4	-0.009	.007	-	-	-0.006	.006	-	-
1991 q1	-0.006	.012	-	-	-0.016	.010	-	-
1991 q2	-0.048**	.018	-	-	-0.017	.012	-	-
1991 q3	-0.015	.016	-	-	-0.033**	.014	-	-
1991 q4	-0.021**	.008	-	-	-0.026**	.008	-	-
1992 q1	-0.025*	.015	-	-	-0.009	.016	-	-
1992 q2	-0.042**	.017	-	-	-0.006	.013	-	-
1992 q3	0.008	.016	-	-	-0.023	.016	-	-
1992 q4	-0.006	.007	-	-	-0.014*	.008	-	-
1993 q1	-0.001	.014	-	-	-0.029	.022	-	-
1993 q2	-0.036*	.019	-	-	-0.007	.014	-	-
1993 q3	0.011	.019	-	-	-0.007	.017	-	-
1993 q4	0.006	.007	-	-	0.006	.008	-	-
1994 q1	0.011	.016	-	-	0.005	.015	-	-
1994 q2	-0.024	.022	-	-	0.002	.016	-	-
1994 q3	0.034	.022	-	-	-0.004	.015	-	-
1994 q4	0.023**	.008	-	-	0.017*	.009	-	-
1995 q1	-0.004	.016	-	-	-0.02	.019	-	-
1995 q2	-0.111**	.038	-	-	-0.006	.020	-	-
1995 q3	0.044*	.026	-	-	0.013	.015	-	-
1995 q4	0.014**	.007	-	-	-0.002	.011	-	-
1996 q1	-0.011	.015	-	-	0.006	.022	-	-
1996 q2	-0.067**	.029	-	-	-0.015	.030	-	-
1996 q3	0.049	.034	-	-	-0.002	.015	-	-
1996 q4	0.007	.007	-	-	0.006	.011	-	-
1997 q1	-0.011	.021	-	-	-0.008	.028	-	-
1997 q2	-0.049*	.026	-	-	-0.025	.025	-	-
1997 q3	0.056*	.030	-	-	0.005	.016	-	-
1997 q4	0.011	.007	-	-	0.032**	.009	-	-
1998 q1	-0.033	.025	-	-	-0.021	.032	-	-
1998 q2	0.035	.027	-	-	-0.019	.033	-	-
1998 q3	0.029	.033	-	-	0.020	.018		
m_1 statistic		-6.26		-6.26		-3.71		-3.66
m_2 statistic		1.42		1.46		0.79		0.75
Sargan test statistic		17.55 (16)		16.33 (16)		23.42(16)		26.25 (16)

20. Coefficients that are significant at the 5% level are marked **. Those which are significant at the 10% level are marked *. When Arellano and Bond note that "caution would be advisable in making inferences based on the two-step estimator alone in samples of this size." (p.291) they are referring to a sample consisting of 700 observations. We have considerably more observations—so are willing to make such an inference.

In contrast to the finding that emerged from the Canadian-controlled sub-sample, the 'business cycle' variable is both significant and positively signed.

The exchange rate variable is 'incorrectly' signed, but statistically insignificant.

A major focus of this study is the issue of whether the profitability of Canadian-controlled enterprises evolved differently during the 1990s—relative to that of U.S.-controlled enterprises. The issue is addressed graphically—still employing the 'price-cost margin' measure of 'profitability' —in Figure 6.

The sequence of average shifts in the profitability equation for the price-cost margin for U.S.- and Canadian-controlled enterprises is graphed in Figure 6. These average annual shifts are computed from the dummy variable coefficients presented in Table 2.

Cumulated, the shifts shown in Figure 6 add up to an increase in price-cost margins for Canadian-controlled enterprises of roughly 1.3%, compared with an increase of 0.4% for U.S. controlled enterprises. The profiles are broadly similar, in that for each year shown the direction of change is the same for both Canadian- and U.S.-controlled enterprises. The profile towards the end of the '90s is suggestive of some degree of 'catch up' in Canadian profitability following a downward 'shock' of around two-and-a-half percentage points around the middle of the decade.

In both specifications (a) and (b) using the Canadian-controlled sub-sample, the m_1 and m_2 statistics fail to invalidate the use of the GMM approach taken here, in the sense that we can reject the hypothesis that the average autocovariance in residuals of order 1 is zero, but cannot reject the hypothesis that the average autocovariance in residuals of order 2 is zero. We also fail to reject the null of no serial-correlation using Sargan's test of over-identifying restrictions. As far as the U.S.-controlled sub-sample is concerned, the m_1 and m_2 statistics also fail to invalidate the use of Arellano and Bond's GMM approach. The null of no serial-correlation survives Sargan's test of over-identifying restrictions at the 5% level, but would be rejected at the 10% level in the case of specification (b).

Table 3 presents results for the other measure of profitability—return on capital employed.

Lagged profitability is a strong and statistically significant determinant of current profitability in three out of the four equations estimated using this measure. The exception is the regression estimated for U.S.-controlled enterprises using time-dummies to control for cyclical effects.

Market share is 'correctly' signed in all four equations. It is statistically significant in both equations for Canadian-controlled enterprises, but in neither of the specifications estimated for U.S.-controlled enterprises.

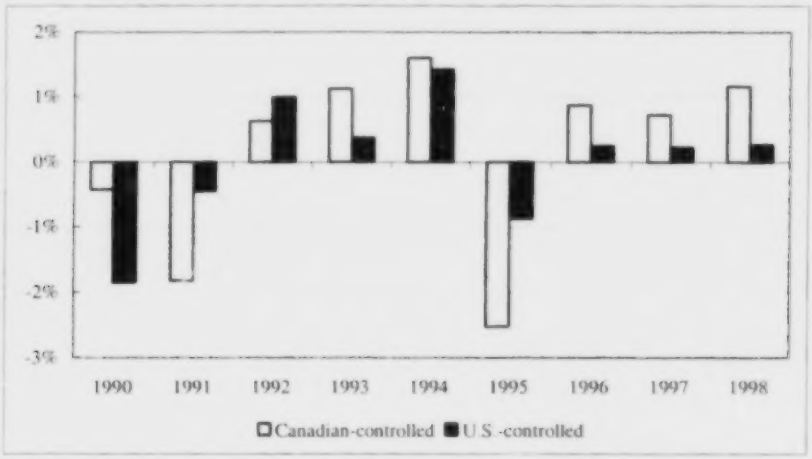
The variable measuring GDP growth is positively signed in both regressions in which it occurs. It is only statistically significant in one of them however—that for Canadian-controlled enterprises.

Table 3. GMM results for Canadian- versus U.S.-controlled large enterprises[21] using 'return on capital employed' as the 'profitability' measure

Variable	Canadian-controlled				U.S.-controlled			
	(a)		(b)		(a)		(b)	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef	S.E.	Coef	S.E.
Lagged profitability	0.318**	.023	0.344**	.024	0.460	.351	0.478**	.042
Market share	0.548**	.158	0.518**	.159	0.136	.364	0.128	.373
GDP growth	-		0.129**	.060	-		0.014	.110
Exchange rate	-		0.052**	.016			0.060*	.035
1990 q1	0.001	.009	-	-	-0.042**	.020	-	-
1990 q2	-0.012	.010	-	-	-0.062**	.022	-	-
1990 q3	-0.021**	.008	-	-	0.009	.030	-	-
1990 q4	-0.007**	.003	-	-	-0.013	.009	-	-
1991 q1	-0.022**	.007	-	-	-0.049**	.019	-	-
1991 q2	-0.019	.012	-	-	-0.054**	.015	-	-
1991 q3	-0.018**	.008	-	-	-0.057**	.018	-	-
1991 q4	-0.016**	.004	-	-	-0.025**	.008	-	-
1992 q1	-0.022**	.009	-	-	-0.048	.025	-	-
1992 q2	-0.020*	.011	-	-	-0.064**	.024	-	-
1992 q3	-0.019**	.008	-	-	-0.033*	.017	-	-
1992 q4	-0.013**	.005	-	-	-0.017**	.007	-	-
1993 q1	-0.019	.011	-	-	0.009	.026	-	-
1993 q2	-0.020*	.011	-	-	-0.039	.028	-	-
1993 q3	-0.007	.010	-	-	-0.043**	.019	-	-
1993 q4	-0.005	.005	-	-	-0.001	.007	-	-
1994 q1	-0.009	.012	-	-	-0.023	.029	-	-
1994 q2	0.008	.010	-	-	-0.03	.031	-	-
1994 q3	0.004	.010	-	-	-0.006	.017	-	-
1994 q4	0.006	.005	-	-	0.007	.008	-	-
1995 q1	-0.010	.014	-	-	0.002	.039	-	-
1995 q2	-0.012	.012	-	-	-0.048*	.025	-	-
1995 q3	-0.001	.009	-	-	-0.001	.019	-	-
1995 q4	-0.004	.004	-	-	0.005	.008	-	-
1996 q1	-0.024	.016	-	-	-0.003	.039	-	-
1996 q2	-0.018	.013	-	-	-0.031	.026	-	-
1996 q3	-0.008	.011	-	-	-0.006	.018	-	-
1996 q4	0.001	.005	-	-	0.014**	.007	-	-
1997 q1	-0.009	.021	-	-	-0.043	.052	-	-
1997 q2	-0.012	.015	-	-	-0.02	.021	-	-
1997 q3	0.007	.014	-	-	-0.01	.017	-	-
1997 q4	0.002	.005	-	-	0.011	.008	-	-
1998 q1	-0.03	.019	-	-	-0.01	.052	-	-
1998 q2	-0.025	.016	-	-	-0.010	.031	-	-
1998 q3	-0.008	016	-	-	-0.006	.019	-	-
m_1 statistic		-12.89		-13.14		-8.16		-8.35
m_2 statistic		0.77		0.98		1.73		1.69
Sargan test statistic		10.07 (16)		13.45(16)		19.14(16)		15.89 (16)

21. Coefficients, which are significant at the 5% level in the on-step estimates, are marked **. Those significant at the 10% level are marked *.

Figure 6. Average change in price-cost margin (controlling for market share and lagged profitability) 1990-1998



The exchange rate variable is statistically significant in the equations for both the Canadian-controlled and U.S.-controlled sub-samples (at the 5% and 10% levels respectively). It is also 'correctly' (i.e., positively) signed in both regressions.

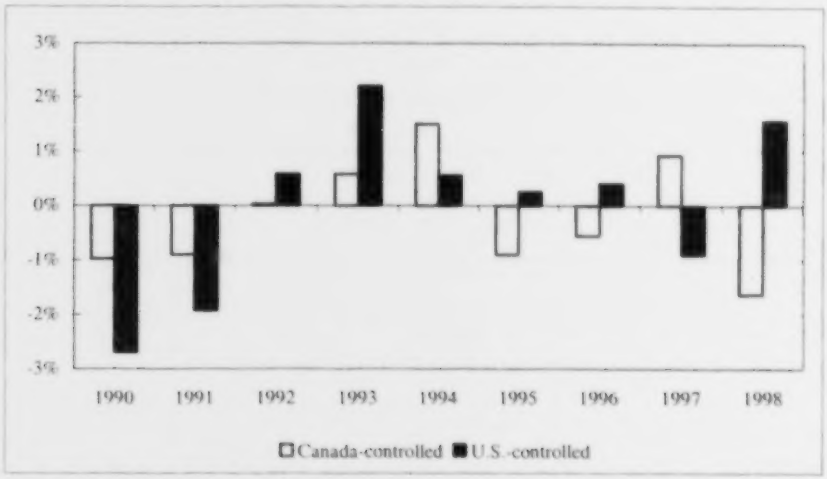
Two of the regressions presented in Table 3 control for 'cycle'-type effects using quarter specific time dummies, whose successive differences can be regarded as estimates of the shift in the intercept of the estimated equation that occurs between those two periods.

Figure 7 graphs the average annual shifts in the equation for the 'return on capital employed' measure of profitability, whilst controlling for market share and lagged profitability. For most of the period, profits as tracked by this measure move similarly to price-cost margins. From 1995 onwards however, some discrepancies arise. In particular, movements in the profitability of U.S. and Canadian firms become almost "mirror images" of each other, with U.S.-controlled enterprises showing a decline in profitability in 1997 as Canadian-controlled enterprises show an increase, and Canadian-controlled enterprises exhibiting negative changes in 1996 and 1998 while their U.S.-controlled counterparts enjoyed increased profitability.

Overall, the cumulative growth in profitability over the period amounts to 1.6 percentage points for U.S.-controlled and -1.9 percentage points for Canadian-controlled enterprises respectively.

For the case of the Canadian-controlled sub-sample, regression specifications (a) and (b) perform well in the three tests used to determine the appropriateness (or otherwise) of the GMM approach employed. We reject the null hypothesis that the average autocovariance in residuals of order 1 is zero, but we fail to reject the null that the average autocovariance in residuals of order 2 is zero. In addition, we fail to reject the null hypothesis underlying Sargan's test of overidentifying restrictions.

Figure 7. Average change in 'return on capital employed' (controlling for market share and lagged profits), Canada- versus U.S.-controlled enterprises 1990-1998



For the U.S.-controlled sub-sample, the picture is slightly less clear cut. Once again, we fail to reject H_0 for the Sargan tests in specifications (a) and (b). The null that the average first-order autocovariance in the residuals can be rejected. However, the corresponding null for the average second-order residuals can be rejected at the 10% level, for specification (a), although we fail to reject at the 5% level. For specification (b), we just reject at the 10% level (with a p-value of 0.092).

9. Conclusion

This study has focused on two questions. The first was the extent to which differences in profitability between Canadian- and U.S.-controlled enterprises existed and changed in the 1990s. The second was whether differences in the coefficients of estimated profit regressions suggest there were different forces at work in the two sets of firms, in particular whether market power differed and whether exogenous changes in the environment affected the two groups differently.

Over the 1990s, U.S.-controlled enterprises were generally more profitable that domestically-controlled enterprises. However, the evidence regarding the existence of any long term trend suggestive of a dramatic change in the differences between the two populations is mixed. Certainly regressions designed to capture movements in profitability over time using quarterly time dummies find little support for the notion that the profitability of large U.S.-controlled enterprises is on a declining trend relative to that of Canadian-controlled enterprises. Price-cost margins appear to have increased over the 1990s for both Canadian- and U.S.-controlled enterprises in the sample. In contrast, the 'return on capital employed' measure of profitability does show some divergence over the period, but not of a magnitude sufficient to suggest that it is an irreversible phenomenon.

The second issue that we have addressed is the role of ***market share*** in determining the profitability of Canadian- versus U.S.-controlled enterprises. As was the case for Machin and van Reenen (1993) and McDonald (1999), profits are a function of market share. But a consistent finding that emerges from this paper—across different specifications and measures of profitability—is that market share is considerably more important for Canadian-controlled enterprises than it is for U.S.-controlled enterprises. The associated coefficient is significant at the 5% level for the Canadian-controlled sub-sample in all four of the specifications in which it appears—but for none of the regressions that employ the U.S.-controlled sub-sample. In terms of magnitude, the point estimates of the coefficient vary (by specification) between 0.40 and 0.55 for the Canadian-controlled sub-sample, versus a range of between 0.13 and 0.18 for U.S.-controlled enterprises.

The Mueller approach to examining the persistence of profitability has tended to view the speed of mean-reversion in profitability measures as evidence of the degree to which members of the group under analysis (i.e., an industry) faces competitive behaviour. Specifically, a larger value for the coefficient on the ***lagged profitability*** measure tends to be regarded as evidence of less competitive behaviour, given that larger coefficients are associated with slower mean reversion. By this measure, Canadian-controlled enterprises appear to exhibit slightly less competitive behaviour than U.S.-controlled enterprises.

These findings accord with previous research that finds that it is more the foreign market structure than domestic structure that affects the performance of U.S.-controlled enterprises. Gorecki (1976) found that entry was negatively related in entry barriers for domestic firms but not for foreign firms. They also confirm Caves (1982, ch. 4) summary of a literature that suggests it is home market conditions more than host market structure that affects the performance of many multinationals. While we have not tested directly for the impact of home market structure, we have at least shown that it is not the size of the U.S.-controlled enterprise in Canada that is closely related to profitability, while it is for domestic-controlled enterprises.

The second set of evidence that differentiates the two groups is the extent to which profit persistence exists in the two groups. Canadian-controlled enterprises experience substantially more persistence in their profits than do U.S.-controlled enterprises. Profit persistence has been interpreted to imply that there are fewer competitive pressures on firms. Once again, this evidence suggests that it is domestic rather than foreign firms that face a less competitive environment.

The one finding that runs counter to this conclusion is the sign and significance of the procyclical variable GDP growth. Here, U.S.-controlled enterprises are more sensitive to changes in economic conditions. On the one hand, this might be interpreted to give support to the model of Green and Porter. But it equally well could simply be the result of U.S.-controlled enterprises being more sensitive to the North American cycle that affected Canada in the early 1990s because U.S.-controlled enterprises diversified more into these markets. Or it could have been because U.S.-controlled enterprises underwent more economic restructuring during the period that the Free Trade Agreement with the United States was being implemented.[22]

22. For evidence that foreign-controlled plants experience greater restructuring around a smaller set of products, see Baldwin, Beckstead and Caves (2001).

There is another interpretation of the differences between the two groups. It is useful to note that while price-cost margins for U.S.-controlled enterprises are sensitive to GDP growth, the rates of return are not. This suggests that increases in gross profit flows are accompanied by greater investment in the U.S.-controlled segment but not in the domestic segment.

The inclusion of an exchange rate variable in the regression equations allows us to distinguish between the effect of exchange rate fluctuations in the two groups.

Our finding that the ***exchange rate*** variable is positively signed in all of the specifications in which it is statistically significant at the 10% level or better is consistent with the hypothesis that Canadian exporters are pricing to world markets. Both the price-costs margins and the rate of return of domestic-controlled firms significantly increase when the Canadian dollar depreciates against the American dollar. But only the rate of return of U.S.-controlled enterprises is significantly affected—perhaps because price-costs margins reflect price changes in both the numerator and denominator while rates of return do not in the short run. More importantly, U.S.-controlled enterprises probably are more fully integrated into North American markets with a higher import content for the purchase of intermediate materials—and the latter are affected by depreciation of the dollar in a negative way.

Appendix A

Because the methodology employed in this paper requires the use of contiguous observations on similar units, the population was reduced to just those observations that provided this information.

The composition of the resultant samples is illustrated in Tables A1 and A2 below. The patterns of '1's and 'x's denote non-missing and missing data respectively, and all tables refer to the composition of the transformed[23] data. Thus the first line of Table A1(a) shows that the transformed data underlying the regressions presented in Table 2 had 685 enterprises for which observations existed for all 9 of the periods from 1990-1998 inclusive. There were 199 enterprises for which observations existed for 1990-1995.

Table A1(a). Patterns for sub-sample in Table 2, Canadian-controlled (a) and (b)

Number of enterprises displaying pattern	Percentage displaying pattern	Cumulative percentage	Pattern
685	39.14	39.14	111111111
199	11.37	50.51	111111xxx
151	8.63	59.14	x11111111
96	5.49	64.63	11111111x
76	4.34	68.97	xx1111111
71	4.06	73.03	1111111xx
57	3.26	76.29	xxx111111
50	2.86	79.14	x1111111x
28	1.60	80.74	xx111111x
337	19.26	100.00	(other patterns)
1,750	**100.00**		

Table A1(b). Patterns for sub-sample in Table 2, U.S.-controlled (a) and (b)

Number of enterprises displaying pattern	Percentage displaying pattern	Cumulative percentage	Pattern
237	50.11	50.11	111111111
21	4.44	54.55	x11111111
21	4.44	58.99	111111xxx
20	4.23	63.21	xx1111111
16	3.38	66.60	xxxxxxxx1
16	3.38	69.98	11111111x
13	2.75	72.73	xxxxxxx11
13	2.75	75.48	xxxxxx111
13	2.75	78.22	1111111xx
103	21.78	100.00	(other patterns)
473	**100.00**		

23. Differenced and lagged.

Table A2(a). Patterns for sub-sample in Table 3, Canadian-controlled (a) and (b)

Number of enterprises displaying pattern	Percentage displaying pattern	Cumulative percentage	Pattern
612	37.68	37.68	111111111
189	11.64	49.32	111111xxx
141	8.68	58.00	x11111111
98	6.03	64.04	11111111x
71	4.37	68.41	xx1111111
66	4.06	72.48	1111111xx
53	3.26	75.74	x1111111x
50	3.08	78.82	xxx111111
30	1.85	80.67	x111111xx
314	19.33	100.00	(other patterns)
1,624	**100.00**		

Table A2(b). Patterns for sub-sample in Table 3, U.S.-controlled (a) and (b)

Number of enterprises displaying pattern	Percentage displaying pattern	Cumulative percentage	Pattern
214	50.12	50.12	111111111
19	4.45	54.57	x11111111
19	4.45	59.02	111111xxx
17	3.98	63.00	xx1111111
17	3.98	66.98	11111111x
15	3.51	70.49	xxxxxxxx1
14	3.28	73.77	1111111xx
12	2.81	76.58	xxxxxxx11
12	2.81	79.39	xxxxxx111
88	20.61	100.00	(other patterns)
427	**100.00**		

References

Anderson, T.W. and C. Hsiao. 1981. "Estimation of Dynamic Models with Error Components." *Journal of the American Statistical Association*, 589-606.

Arellano, M. and S. Bond. 1991. "Some Tests of Specification for Panel Data." *Review of Economic Studies*, 58: 277-297.

Baldwin, J.R. 1995. *The Dynamics of Industrial Competition*. Cambridge: Cambridge University Press.

Baldwin, J.R., D. Beckstead and R.E. Caves. 2001. *Changes in the Diversification of Canadian Manufacturing Firms and Plants (1973-1997): A Move to Specialization*. Analytical Studies Research Paper Series 11F0019MIE2001179. Analytical Studies Branch. Ottawa: Statistics Canada.

Baldwin, J.R. and N. Dhaliwal. 2001. "Labour Productivity Differences between Domestic and Foreign Controlled Establishments in the Canadian Manufacturing Sector." In *Productivity Growth in Canada*. Catalogue No. 15-204-XPE. Ottawa: Statistics Canada.

Baldwin, J.R. and P. Hanel. 2003. *Innovation and Knowledge Creation in an Open Economy: Canadian Industry and International Implications*. Cambridge: Cambridge University Press.

Baldwin, J.R. and W. Gu. 2003. *Plant Turnover and Productivity Growth in Canadian Manufacturing*. Analytical Studies Research Paper Series 11F0019MIE2003193. Analytical Studies Branch. Ottawa: Statistics Canada.

Baldwin, J.R. E. Rama and D. Sabourin. 1999. *Growth of Advanced Technology Use in Manufacturing During the 1990s*. Analytical Studies Research Paper Series 11F0019MIE1999105. Analytical Studies Branch. Ottawa: Statistics Canada.

Baldwin, J.R., D. Sabourin and D. West. 1999. *Advanced Technology in the Canadian Food Processing Industry*. Catalogue No. 88-518-XIE. Analytical Studies Branch. Ottawa: Statistics Canada.

Blundell, R. and S. Bond. 1998. "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models." *Journal of Econometrics*, 87: 115-143.

Caves, R.E. 1971. "International Corporations: The Industrial Economics of Foreign Investment." *Economica* 38: 1-27.

Caves, R.E. 1982. *Multinational Enterprise and Economic Analysis*. Cambridge Surveys of Economic Literature. Cambridge: Cambridge University Press.

Chirinko, R.S. and S.M. Fazzari. 1994. "Economic Fluctuations, Market Power and Returns to Scale: Evidence From Firm Level Data." *Journal of Applied Econometrics*, 9: 47-69.

Clarke, R. and S. Davies. 1982. "Market Structure and Price-Cost Margins." *Economica*, 49: 227-287.

Conyon, M.J, S. Girma, S. Thompson and P.W. Wright. 2002. "The Productivity and Wage Effects of Foreign Acquisition in the United Kingdom." *Journal of Industrial Economics*, 50: 1, pp.85-101.

Conyon, M. and S. Machin. 1991. "Market Structure and the Empirical Specification of Profit Margins." *Economic Letters*, 35: 227-231.

Covari, R. and R. Wisner. 1991. *The Role of Foreign Multinationals in Shaping Canada's International Competitiveness*. Mimeo. Ottawa: Economic Council of Canada and Investment Canada.

Cowling, K. and M. Waterson. 1976. "Price-Cost Margins and Market Structure." *Economica*, 43: 267-274.

Doms, M. and J. Jensen. 1998. "Comparing Wages, Skills and Productivity Between Domestically and Foreign Owned Manufacturing Establishments in the United States." In J.R. Baldwin, R.E. Lipsey and J.D. Richardson (eds.) *Geography and Ownership as a Basis for Economic Accounting*, NBER Studies in Income and Wealth, Vol.59. Chicago: University of Chicago Press.

Dunning, J. (ed.). 1985. *Multinational Enterprises, Economic Structure and International Competitiveness*. Chester: John Wiley.

Dunning, J.H. 1993. *Multinational Enterprises and the Global Economy*. Wokingham, England: Addison-Wesley.

Fisher, F.M. and J.J. McGowan. 1983. "On the Misuse of Accounting Rates of Return to Infer Monopoly Profits." *American Economic Review*, 73: 82-97.

Galeotti, M. and F. Schiantarelli. 1998. "The Cyclicality of Markups in a Model with Adjustment Costs: Econometric Evidence for U.S. Industry." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 60(2): 121-142.

Geroski, P. and A. Jacquemin. 1988. "The Persistence of Profits: An International Comparison." *Economic Journal*, 98, pp. 375-389.

Globerman, S., J.C. Ries and I. Vertinsky. 1994. "The Economic Performance of Foreign Affiliates in Canada." *Canadian Journal of Economics*, 27: 1, pp.143-156

Goldberg, P.K. and M.M. Knetter. 1997. "Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?" *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXV, pp.1243-1272.

Gorecki, P.K. 1976. "The Determinants of Entry by Domestic and Foreign Enterprises in Canadian Manufacturing Industries: Some Comments and Empirical Results." *Review of Economics and Statistics*, 58 (November): 485-88.

Green, E.J. and R.H. Porter. 1984. "Non-cooperative Collusion Under Imperfect Price Information." *Econometrica*, 52: 87-100.

Hall, R.E. 1986. "Market Structure and Macroeconomic Fluctuations." *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.2: 285-322.

Hall, R.E. 1988. "The Relation Between Price and Marginal Cost in U.S. Industry." *Journal of Political Economy*, 96: 921-947.

Hansen, L.P. 1982. "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators." *Econometrica*, 50: 1029-1024.

Haskel, J., C. Martin and I. Small. 1995. "Price, Marginal Cost and the Business Cycle." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57: 25-41.

Head, K.1998. "Comparing Wages, Skills and Productivity Between Domestically and Foreign Owned Manufacturing Establishments in the United States: Comment." In R.E. Baldwin, R.E. Lipsey and J. David Richardson (eds.) *Geography and Ownership as a Basis for Economic Accounting*, NBER Studies in Income and Wealth, Vol.59, Chicago: University of Chicago Press.

Heckman, J. 1979. "Sample Selection Bias as a Specification Error." *Econometrica*, 47(1): 153-161.

Khemani, R.S. and D.M. Shapiro. 1990. "The Persistence of Profitability in Canada." Chapter 3 in *The Dynamics of Company Profits* (ed. D.C. Mueller, *op. cit.*).

Krugman, P. 1987. "Pricing to Market When the Exchange Rate Changes." In Sven W. Arndt and J. David Richardson (eds.) *Real-Financial Linkages Among Open Economies*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.

Kyriazidou, E. 1997. "Estimation of a Panel Data Sample Selection Model." *Econometrica*, 65(6): 1335-1364.

Kyriazidou, E. 1999. *Estimation of Dynamic Panel Data Sample Selection Models*. Mimeo, University of Chicago.

Lancaster, T. 1990. *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge: Cambridge University Press.

Levitt, K. 1970. *Silent Surrender—the Multinational Corporation in Canada*. Toronto: Macmillan

Machin, S. and J. van Reenen. 1993. "Profit Margins and the Business Cycle: Evidence for U.K. Manufacturing Firms." *Journal of Industrial Economics*, 41: 29-50.

Marston, R.C. 1990. "Pricing To Market in Japanese Manufacturing." *Journal of International Economics*, 29: 217-36.

McDonald, J.T. 1999. "The Determinants of Firm Profitability in Australian Manufacturing." *Economic Record*, 75(229): 115-126.

McKenzie, K. and A.J. Thompson. 1997. *Taxes, the Costs of Capital and Investment: A Comparison of Canada and the United States*. Working Paper 97-3. Technical Committee on Business Taxation. Ottawa: Department of Finance.

Mintz, J. 2002. "Taxes and Fiscal Instruments in the New Economy." *ISUMA* 3(1): 107-11.

Morrison, C.J. 1993. "Productive and Financial Performance in U.S. Manufacturing Industries: An Integrated Structural Approach." *Southern Economic Journal*, 60: 376-392.

Morrison, C.J. 1994. "The Cyclical Nature of Markups in Canadian Manufacturing: A Production Theory Approach." *Journal of Applied Econometrics*, 9: 269-282.

Mueller, D.C. 1990. *The Dynamics of Company Profits*. Cambridge University Press, Cambridge.

Pacquet, G. (ed.). 1972. *The Ownership and Performance of Firms*. Toronto: Ryerson Press.

Raynauld, A. 1972. "The Ownership and Performance of Firms." In G. Pacquet (ed.) *The Ownership and Performance of Firms*. Toronto: Ryerson Press.

Rotemberg, J.J. and G. Saloner. 1986. "A Supergame-Theoretic Model of Price Wars during Booms." *American Economic Review*, 76: 390-407.

Safarian, A.E. 1969. *The Performance of Foreign-owned Firms in Canada*. Montreal: Private Planning Association of Canada.

Salinger, M. 1984. "Tobin's *q*, Unionization, and the Concentration-profits relationship." *Rand Journal of Economics*, 15: 159-170.

Saunders, R.S. 1980. "The Determinants of Productivity in Manufacturing Industries." *Journal of Industrial Economics*, 29: 167-84.

Schmalensee, R. 1989. "Intra-Industry Profitability Differences in U.S. Manufacturing 1953-1983." *Journal of Industrial Economics*, 37(4): 337-357.

Statistics Canada. 1994. *Calura, Corporations*. Catalogue No. 61-220-XPB. Ottawa: Minister of Industry.

Statistics Canada. 1998. *Financial and Taxation Statistics for Enterprises*. Catalogue No. 61-219-XPB. Ottawa: Minister of Industry.

Wernerfelt, B. and C.A. Montgomery. 1988. "Tobin's *q* and the Importance of Focus in Firm Performance." *American Economic Review*, 78: 246-250.

ECONOMIC ANALYSIS (EA)
RESEARCH PAPER SERIES

No. 001 *A Comparison of Canada-U.S. Economic Growth in the Information Age, 1981-2000: The Importance of Investment in Information and Communication Technologies,* ***Philip Armstrong, Tarek M. Harchaoui, Chris Jackson and Faouzi Tarkhani (March 1, 2002)***

No. 002 *Purchasing Power Parity: A Canada/U.S. Exploration,* ***Beiling Yan (May 2002)***

No. 003 *The Trend to Smaller Producers in Manufacturing: A Canada/U.S. Comparison,* ***John Baldwin, Ron S. Jarmin, Jianmin Tang (May 2002)***

No. 004 *Foreign Affiliate Trade Statistics – 1999: How Goods and Services are Delivered in International Markets,* ***Balance of Payments Division, Colleen Cardillo (April 2002)***

No. 005 *Regional Manufacturing Employment Volatility in Canada: The Effects of Specialization and Trade,* ***John Baldwin and W.Mark Brown (April 11, 2003)***

No. 006 *Growth History, Knowledge Intensity and Capital Structure in Small Firms,* ***G.Gellatly, S.Thornhill, A.Riding (August 6, 2003)***

No. 007 *Accounting for Greenhouse Gases in the Standard Productivity Framework,* ***Tarek Harchaoui, Dmitry Kabrelyan and Rob Smith (November 1, 2002)***

No. 008 *Overcoming Distance, Overcoming Borders: Comparing North American Regional Trade,* ***W.Mark Brown (April 16, 2003)***

No. 009 *Assessing the Impact of Greenhouse Gas Emissions on Canada's Productivity Growth, 1981-1996: An Expermental Approach,* ***Tarek M. Harchaoui and Pierre Lasserre (November 1, 2002)***

No. 010 *A Frontier Approach to Canada-U.S. Multifactor Productivity Performance,* ***Kaïs Dachraoui, Tarek M. Harchaoui (April 3, 2003)***

No. 011 *Participation in Export Markets and Productivity Performance in Canadian Manufacturing,* ***John R.Baldwin, Wulong Gu (August 13, 2003)***

No.012 *Impact of Advanced Technology Use on Firm Performance in the Canadian Food Processing Sector,* ***John R.Baldwin, David Sabourin and David Smith (June 3, 2003)***

No.013 *Foreign Affiliate Trade Statistics – Canadian Operations Abroad, 1999 to 2001-* ***Balance of Payments Division, by Michael Marth (May 2003)***

No.014 *The Effect of Tariff Reductions on Firm Size and Firm Turnover in Canadian Manufacturing,* ***Wulong Gu, G.Sawchuk, L.Whewell (August 19, 2003)***

No.015 *The Sources of Growth of the Canadian Business Sector's CO2 Emissions, 1990-1996,* ***by Kaïs Dachraoui, Gerry Gravel, Tarek M. Harchaoui and Joe St. Lawrence (September 2003)***

No.016 *The Impact of Self-employment on Labour Productivity Growth: A Canada and United States Comparison,* ***John R. Baldwin, James Chowhan (August 21, 2003)***

No.017 *Public Capital and Its Contribution to the Productivity Performance of the Canadian Business Sector,* ***Tarek M. Harchaoui and Faouzi Tarkhani (November 12, 2003)***

No.018 *Prosperity and Productivity: A Canada-Australia Comparison,* ***Tarek M. Harchaoui, Jimmy Jean and Faouzi Tarkhani (December 9, 2003)***

No.019 *Hollowing-out, trimming-down or scaling-up? An Analysis of head Offices in Canada, 1999-2002,* ***John Baldwin, Desmond Beckstead and Mark Brown (December 8, 2003)***

No.020 *The Effect of Changing Technology Use on Plant Performance in the Canadian Manufacturing Sector,* ***John Baldwin and David Sabourin (July 27, 2004)***

No.021 *Industrial Competition, Shifts in Market Share and Productivity Growth.* ***John Baldwin and Wulong Gu (July 22, 2004)***

No.022 *Innovation, Survival and Performance of Canadian Manufacturing Plants,* ***John Baldwin and Wulong Gu (September 2004)***

No.023 *Renewing Canada's Manufacturing Economy: A Regional Comparison, 1973-1996,* ***W.Mark Brown (October 21, 2004)***

No.024 *Catching Up and Falling Behind: The Performance of Provincial GDP per Capita from 1990 to 2003,* ***John R. Baldwin, Mark Brown, Jean-Pierre Maynard, Danielle Zietsma (November 9, 2004)***

No.025 *Whatever Happened to Canada-U.S. Economic Growth and Productivity Performance in the Information Age?* ***Tarek M. Harchaoui and Faouzi Tarkhani (November 23, 2004)***

No.026 *Water Use, Shadow Prices and the Canadian Business Sector Productivity Performance,* ***Kaïs Dachraoui and Tarek M. Harchaoui (December 1, 2004)***

No.027 *Trade Liberalization: Export-market Participation, Productivity Growth and Innovation,* ***John Baldwin and Wulong Gu (December 14, 2004)***

No.028 *A Comparison of Canadian and U.S. Productivity Levels: An Exploration of Measurement Issues,* ***John R. Baldwin, Jean-Pierre Maynard, Marc Tanguay, Fanny Wong and Beiling Yan (January 20, 2005)***

No.029 *Integration and Co-integration: Do Canada-U.S. Manufacturing Prices Obey the 'Law of One Price'?,* ***André Bernard, Paul Warren and Beiling Yan (February 15,, 2005)***

No.030 *Profitability of Canadian- versus U.S.-Controlled Enterprises,* ***Paul Warren (March 3, 2005)***

Analyse économique

Documents de recherche

Rentabilité des entreprises sous contrôle canadien par rapport aux entreprises sous contrôle américain

par Paul Warren

N° 030

Statistics Canada Statistique Canada

Canada

SÉRIE DE DOCUMENTS DE RECHERCHE SUR L'ANALYSE ÉCONOMIQUE

La série de documents de recherche sur l'analyse économique permet de faire connaître les travaux de recherche effectués par le personnel du Secteur des études analytiques et des comptes nationaux, les boursiers invités et les universitaires associés. La série de documents de recherche a pour but de favoriser la discussion sur un éventail de sujets tels que les répercussions de la nouvelle économie, les questions de productivité, la rentabilité des entreprises, l'utilisation de la technologie, l'incidence du financement sur la croissance des entreprises, les fonctions de dépréciation, l'utilisation de comptes satellites, les taux d'épargne, le crédit-bail, la dynamique des entreprises, les estimations hédoniques, les tendances en matière de diversification et en matière d'investissements, les différences liées au rendement des petites et des grandes entreprises ou des entreprises nationales et multinationales ainsi que les estimations relatives à la parité du pouvoir d'achat. Les lecteurs de la série sont encouragés à communiquer avec les auteurs pour leur faire part de leurs commentaires, critiques et suggestions.

Les documents sont diffusés principalement au moyen d'Internet. Ils peuvent être téléchargés gratuitement sur Internet, à www.statcan.ca. Les documents faisant partie de la série sont diffusés dans les bureaux régionaux de Statistique Canada et aux coordonnateurs statistiques provinciaux.

Tous les documents de recherche de la Série d'analyse économique, passent à travers un processus d'évaluation des pairs et institutionnel, afin de s'assurer de leur conformité au mandat confié par le gouvernement à Statistique Canada en tant qu'agence statistique et de leur pleine adhésion à des normes de bonne pratique professionnelle, partagées par la majorité.

Les documents de cette série comprennent souvent des résultats issus d'analyses statistiques multivariées ou d'autres techniques statistiques. Il faut l'admettre, les conclusions de ces analyses sont sujettes à des incertitudes dans les estimations énoncées.

Le niveau d'incertitude dépendra de plusieurs facteurs : de la nature de la forme fonctionnelle de l'analyse multivariée utilisée; de la technique économétrique employée, de la pertinence des hypothèses statistiques sous-jacentes au modèle ou à la technique; de la représentativité des variables prises en compte dans l'analyse; et de la précision des données employées. Le processus de la revue des pairs vise à garantir que les articles dans les séries correspondent aux normes établies afin de minimiser les problèmes dans chacun de ces domaines.

Comité de révision des publications
Direction des études analytiques, Statistique Canada
18e étage, Immeuble R.-H. Coats
Ottawa, Ontario, K1A 0T6
(613) 951-1804

Rentabilité des entreprises sous contrôle canadien par rapport aux entreprises sous contrôle américain

par
Paul Warren

11F0027 N° 030
ISSN : 1703-0412
ISBN : 0-662-79355-2

Division de l'analyse microéconomique
18e étage, Immeuble R.-H.-Coats
Statistique Canada
Ottawa, K1A 0T6

(613) 951-3999
Courriel : paul.warren@statcan.ca

Mars 2005

Ce document reflète les opinions de l'auteur uniquement et non celles de Statistique Canada.

Je tiens à remercier John Baldwin, Tarek Harchaoui et les autres membres du personnel de la Division de l'analyse microéconomique; Danielle Lafontaine-Sorgo, Diane Thibault et Jean-Pierre Simard de la Division de l'organisation et des finances de l'industrie et Danielle Lalande et Patricia Whitridge de la Division des méthodes d'enquêtes auprès des entreprises pour leur contribution et leur concours à la réalisation de ce projet.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'industrie, 2005

Tous droits réservés. Il est interdit de reproduire ou de transmettre le contenu de la présente publication, sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, enregistrement sur support magnétique, reproduction électronique, mécanique, photographique, ou autre, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, sans l'autorisation écrite préalable des Services de concession des droits de licence, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

Also available in English

Table des matières

Résumé 3

Sommaire 4

1. Introduction 6

2. Plan du document 9

3. Différences entre la rentabilité des entreprises sous contrôle national et de celles sous contrôle étranger 11

4. Cadre théorique 14

5. Revue des ouvrages publiés 17

6. Données 19

7. Approche économétrique 23

8. Résultats 24

9. Conclusion 30

Annexe A 33

Bibliographie 35

Résumé

Dans le présent document, nous examinons la courbe de rentabilité des grandes entreprises résidant au Canada durant la période de 1990 à 1998. Notre examen porte d'abord sur les différences entre la rentabilité des entreprises sous contrôle canadien et celle des entreprises sous contrôle américain et nous tâchons de cerner les différences éventuelles entre les *tendances* du point de vue de la rentabilité selon le pays de contrôle au cours du cycle économique durant les années 90. Nous utilisons des données microéconomiques sur la rentabilité des grandes entreprises non intégrées pour examiner le rôle joué par la part de marché dans la détermination de la rentabilité des entreprises dans chaque groupe et la mesure dans laquelle les bénéfices qui s'écartent de la moyenne sont ramenés rapidement ou lentement à leurs valeurs d'équilibre de long terme. Ces deux aspects du comportement relatif au bénéfice sont liés à la nature de la concurrence sur les marchés desservis par les entreprises. Enfin, nous examinons le rôle joué par la variation du taux de change Canada-É.-U. dans la détermination de la rentabilité afin de déterminer dans quelle mesure chaque groupe rajuste ses prix à l'étranger en fonction de cette variation de manière à influer sur les bénéfices déclarés au Canada.

Mots clés: rentabilité, entreprises sous contrôle américain, entreprises sous contrôle canadien, données de panel, MMG

Sommaire

Le présent document porte sur les différences du point de vue de la rentabilité entre les entreprises sous contrôle américain qui ont des activités au Canada et leurs homologues sous contrôle canadien. Une somme considérable d'ouvrages spécialisés montrent que de telles différences existent. Les recherches font ressortir que les établissements sous contrôle étranger au Canada ont affiché une productivité du travail plus grande et ont eu tendance à adopter de nouvelles technologies de pointe plus tôt et plus rapidement que leurs homologues sous contrôle canadien durant les années 90.

Contrairement à ces études antérieures, toutefois, le présent document met l'accent sur le « résultat net », c'est-à-dire qu'il vise à déterminer si le rendement supérieur dans des domaines comme la productivité se traduit par un rendement supérieur du point de vue des *bénéfices*.

À partir de données micro-économiques concernant plus de 2 000 grandes entreprises non intégrées, la rentabilité comparative est modélisée de deux façons différentes.

L'un des cadres de modélisation vise à déterminer si les entreprises sous contrôle canadien et les entreprises sous contrôle étranger ont affiché des tendances différentes du point de vue de la rentabilité au cours du cycle commercial des années 90. Dans ce modèle, nous tenons compte de l'influence jouée par le pouvoir sur le marché, ainsi que du rôle de la rentabilité retardée (c.-à-d. la rentabilité de la période précédente), du point de vue de la détermination de la rentabilité pour la période en cours.

Selon les marges prix-coût, qui constituent la mesure de la « rentabilité » dans ce modèle, il existe peu de preuves d'une divergence significative dans la rentabilité des entreprises canadiennes et des entreprises américaines au cours de cette période. Les marges prix-coût des entreprises canadiennes ont augmenté d'environ 1,3 % au cours de la période, comparativement à une hausse de 0,4 % pour leurs homologues sous contrôle américain. Si nous utilisons une autre mesure de la rentabilité, à savoir le rendement du capital utilisé, on note une divergence légèrement plus grande; les rendements augmentent de 1,6 point pour les entreprises sous contrôle américain, mais diminuent de 1,9 point pour les entreprises sous contrôle canadien.

Outre le rôle qu'elle joue comme « variable de contrôle », la rentabilité retardée est importante dans notre modèle, étant donné l'importance accordée par certaines auteurs au degré de persistance des bénéfices, comme indicateur de la mesure dans laquelle les entreprises sont forcées de réagir aux pressions concurrentielles sur les marchés où elles ont des activités. Si nous considérons la mesure de la rentabilité fondée sur la marge prix-coût, le degré de persistance dans les bénéfices est similaire, peu importe la nature de l'appartenance. Par contre, il existe des preuves que le rendement retardé du capital constitue un déterminant plus important du rendement courant pour les entreprises canadiennes que pour les entreprises américaines, ce qui laisse supposer que les premières sont peut-être moins susceptibles d'être forcées de réagir aux pressions concurrentielles que leurs homologues américaines.

Cette hypothèse est appuyée par le fait que la part de marché semble jouer un rôle plus grand du point de vue de la détermination de la rentabilité des entreprises canadiennes, peu importe la mesure de la rentabilité utilisée.

Un deuxième cadre de modélisation, qui est présenté dans le document, est axé sur les rôles que jouent la demande globale et le taux de change (outre la part de marché et de la rentabilité retardée), du point de vue de la détermination de la rentabilité.

Encore une fois, la rentabilité est définie de deux façons différentes à l'intérieur de ce cadre. Lorsque l'on utilise les marges prix-coût, la part de marché et le taux de change semblent jouer un rôle plus important pour les entreprises sous contrôle canadien que pour celles sous contrôle américain; par contre, la situation de la demande globale (mesurée par la croissance du PIB) est plus importante pour les entreprises sous contrôle américain.

Lorsque l'on utilise le rendement du capital utilisé, la part de marché constitue encore une fois un déterminant plus important de la rentabilité (mesurée de cette façon) pour les entreprises sous contrôle canadien que pour les entreprises sous contrôle américain, tout comme, dans ce cas, la croissance du PIB. Le taux de change est important à la fois pour les entreprises sous contrôle canadien et pour celles sous contrôle américain; une dépréciation du dollar canadien augmente la rentabilité à peu près dans la même mesure, peu importe la nature d'appartenance de l'entreprise.

1. Introduction

> *L'un des faits saillants qui se dégagent de la littérature sur les multinationales est que les sociétés appartenant à des intérêts étrangers ont généralement un meilleur rendement que les entreprises nationales. De nombreux ouvrages montrent que les sociétés affiliées des multinationales en général ont une plus forte productivité, paient des salaires plus élevés et sont plus rentables que leurs homologues indigènes.*
>
> Conyon et coll. (2002)

Malgré de tels témoignages enthousiastes, le Canada a depuis longtemps une attitude ambivalente à l'égard de l'appartenance de sociétés résidant au Canada à des intérêts étrangers.

Les arguments *contre* l'appartenance à des intérêts étrangers ont été fondés sur l'efficacité économique[1] ainsi que sur la probabilité de conséquences peu souhaitables pour la souveraineté *politique* du Canada du contrôle d'actifs par des intérêts à l'extérieur du Canada, particulièrement par des sociétés aux États-Unis.

Dans une entrevue accordée en 1967, Walter Gordon, alors président d'un comité du Cabinet chargé de faire enquête sur les effets de la propriété étrangère sur l'économie canadienne, a déclaré ceci :

> *Déjà, à mon avis, nous avons cédé une trop grande part de propriété et de contrôle de nos ressources naturelles et de nos industries clés à des propriétaires étrangers, notamment ceux aux États-Unis... Or, qui dit contrôle économique dit forcément contrôle politique.*
>
> Levitt (1970), p. 2

Toutes considérations politiques mises à part, les études économiques des multinationales ont porté surtout sur les raisons pour lesquelles les entreprises élargissent leurs frontières et investissent à l'étranger, devenant ainsi des entreprises qui non seulement participent à des échanges commerciaux avec divers pays mais mènent des activités de production dans divers pays. Prenant appui sur les théories des coûts de transaction, Caves (1971) postule que ces entreprises surmontent les problèmes liés aux transactions qui ne s'effectuent pas dans des conditions d'indépendance avec lesquels sont aux prises les entreprises qui possèdent des actifs incorporels difficiles à transférer sur les marchés, ce qui se traduit par une amélioration de la façon dont les transactions internationales s'effectuent.

---

1. Au début des années 60, Stephen Hymer, économiste à l'Université Yale, a soutenu que la plus grande partie de l'IDE intérieur du Canada était attribuable à un petit nombre d'entreprises menant des activités dans des industries que l'économiste qualifie d'oligopolistiques... si la propriété étrangère est un phénomène lié à la grande entreprise ou à la fiducie, alors la politique à l'égard de la propriété étrangère devrait viser à la fois à assurer la compétitivité des entreprises et à réglementer les fiducies. (Watkins, dans Levitt (1970), p. XV).

Les capacités d'innovation et d'application de technologies de pointe figurent parmi les principaux éléments d'actif qui sont difficiles à transférer sur les marchés sans lien de dépendance[2]. Cette théorie laisse supposer que les multinationales prendront de l'expansion dans des domaines où les transferts de technologie sont importants et qu'elles faciliteront le transfert de nouvelles technologies d'un pays à l'autre. Il n'est donc pas étonnant de constater que de nombreux ouvrages publiés portent sur la mesure dans laquelle les établissements des multinationales utilisent des technologies différentes de celles qu'utilisent les entreprises nationales. Selon les données recueillies au Canada (Baldwin, Rama et Sabourin, 1999), les établissements sous contrôle étranger dans le secteur de la fabrication ont adopté de nouvelles technologies de pointe plus tôt et plus rapidement que leurs homologues nationaux durant les années 90. On fait état de résultats semblables dans le secteur du traitement des aliments (Baldwin, Sabourin et West, 1999). Dans le même ordre d'idées, Baldwin et Hanel (2003, ch. 10) concluent que les entreprises étrangères sont plus susceptibles d'innover que les entreprises nationales.

Un certain nombre de chercheurs examinent en plus grand détail les différences sur le plan de la technologie en se penchant sur les différences en matière de productivité du travail entre les établissements nationaux et étrangers (voir Dunning, 1993, p. 424). Tous ces chercheurs constatent des différences importantes entre la productivité des établissements étrangers (principalement des multinationales américaines) et celles des établissements nationaux. Selon les études effectuées au Canada, un plus haut degré de propriété étrangère entraînerait une plus forte productivité du travail au niveau de l'industrie (Saunders, 1980). Dans leurs premiers travaux, des auteurs comme Safarian (1969), Raynauld (1972) et Covari et Wisner (1991) ont montré que les niveaux de productivité moyens des sociétés étrangères affiliées sont plus élevés que ceux des entreprises sous contrôle canadien. Dans les industries du secteur de la fabrication au Canada, le niveau de productivité du travail des établissements étrangers est plus élevé que celui des établissements nationaux et cet écart s'est encore accentué dernièrement (Baldwin et Dhaliwahl, 2001). Une partie de l'écart sur le plan de la productivité du travail peut être attribuable à une plus forte intensité du capital (Globerman, Ries et Vertinsky, 1994), ce qui laisse supposer que l'une des capacités supérieures des multinationales est leur aptitude à maîtriser des processus plus capitalistiques. Plus récemment, Baldwin et Gu (2003) signalent que le processus de roulement (la fermeture d'anciens établissements et l'ouverture de nouveaux établissements) dans le segment sous contrôle étranger contribue davantage à la croissance de la productivité que le roulement dans le secteur national. De nombreuses études indiquent que, outre leur productivité supérieure, les entreprises « étrangères » se montrent disposées à payer des salaires plus élevés, à mener plus d'activités de R-D et à offrir davantage de formation[3].

Il importe de reconnaître au départ que, si nous nous intéressons aux hypothèses concernant l'effet du contrôle étranger par rapport au contrôle national sur le rendement dans un contexte *canadien*, les hypothèses formulées dans les études publiées ont tendance à porter sur une question un peu plus générale que celle de savoir si le contrôle spécifiquement *canadien* est une « mauvaise » chose chaque fois qu'il se produit et où qu'il se produise.

---

2. D'autres sont les actifs de marque et les compétences gestionnelles.
3. Par exemple, Conyon, Girma, Thompson et Wright (2002) concluent que les entreprises sous contrôle étranger au R.-U. offrent aux employés équivalents une rémunération de 3,4 % supérieure à celle qu'offrent les entreprises nationales.

Des hypothèses concernant le rendement relatif des entités « étrangères » et « nationales » ont également été émises et vérifiées dans des contextes où « national » voulait dire « américain » ou « britannique » ou se rapportait à une autre économie. Examinant une étude de Doms et Jensen (1998) du rendement des entreprises « nationales » (américaines) par rapport à celui des entreprises « étrangères » (non américaines), Head souligne que les différences sur le plan du rendement (salaires et productivité) qui subsistent *après* que l'on ait tenu compte des différences entre les attributs des établissements

> *ne semblent pas être attribuables au caractère « étranger » [de ces établissements]; il semble plutôt que les établissements appartenant à des multinationales offrent une rémunération plus élevée et ont une productivité plus élevée.*
>
> Head, p. 256, dans Baldwin, Lipsey et Richardson (1998)

Confirmant cette conclusion, Baldwin et Hanel (2003) signalent que, s'ils ont constaté une différence entre le pourcentage d'entreprises étrangères et le pourcentage d'entreprises nationales qui ont innové, ils n'en ont constaté aucune entre les multinationales étrangères et les multinationales nationales. C'est d'ailleurs le résultat prévu selon la théorie des transactions des multinationales. Les sociétés multinationales, tant étrangères que nationales, devraient posséder des actifs incorporels qui ont contribué à leur décision initiale de devenir des multinationales.

Même si les preuves recueillies sur l'utilisation relative de technologie et la productivité relative du travail sont donc convaincantes, bon nombre d'auteurs ont signalé les problèmes éventuels associés à la présence de multinationales et qui peuvent faire contrepoids. De nombreux ouvrages publiés portent sur la mesure dans laquelle les multinationales peuvent utiliser des prix de transfert artificiels pour transférer les impôts d'un secteur de compétence à l'autre de manière à réduire le fardeau fiscal[4]. Les prix de transfert non seulement faussent les programmes fiscaux nationaux, mais entraînent des erreurs de mesure du PIB et de la productivité.

La deuxième question pertinente ici est celle de la mesure dans laquelle les multinationales influent sur la structure du marché et la concurrence sur le marché dans le pays hôte. Il faut s'attendre à trouver une relation entre la concentration du marché et l'investissement étranger, puisque tous deux sont attribuables à des facteurs similaires. Selon au moins une théorie, les oligopoles peu structurés qui existent sur les marchés des États-Unis peuvent exporter leur structure aux marchés étrangers au moyen de l'investissement étranger (voir Caves, p. 98 à 100). Quel que soit son effet sur la structure, la question qui nous intéresse est celle de l'incidence de la présence de multinationales sur le rendement des entreprises. La présence d'une entreprise dominante qui est étrangère facilite-t-elle l'adoption d'un comportement moins concurrentiel?

Des questions de recherche connexes portent sur la question de savoir si la présence d'entreprises étrangères influe sur d'autres aspects du rendement sur le marché. La mesure dans laquelle les entreprises réagissent aux conditions du marché national a un effet sur l'importance des cycles macroéconomiques. Comme elles sont davantage en mesure de faire de l'arbitrage sur les marchés financiers d'un pays à l'autre, les entreprises étrangères peuvent être moins touchées par les problèmes de liquidités qui sont associés étroitement aux récessions. L'investissement dans

4. Voir Caves (1982, ch. 8) et Dunning (1992, ch. 18).

les entreprises étrangères peut alors être moins sensible aux fluctuations. De même, les bénéfices des entreprises étrangères peuvent être moins sensibles aux conditions locales si les entreprises étrangères mènent des activités plus diversifiées sur les marchés internationaux dont les cycles ne sont pas corrélés parfaitement.

2. *Plan du document*

Dans le présent document, nous examinons un certain nombre de ces questions en nous penchant sur les différences sur le plan de la rentabilité des entreprises sous contrôle étranger et celles sous contrôle national qui mènent des activités au Canada. La période à l'étude est celle des années 90, durant laquelle les taux d'impôt des sociétés au Canada étaient supérieurs à ceux aux États-Unis (Mintz, 2002)[5]. Comme l'ont fait remarquer plusieurs chercheurs, l'incitation à transférer des bénéfices à l'extérieur du Canada explique peut-être les prix de transfert utilisés pour les transferts entre sociétés affiliées de multinationales de plus en plus irréalistes observés durant cette période. Nous examinons cette question en tâchant de déterminer s'il existe des preuves que les entreprises multinationales qui menaient des activités au Canada durant cette période étaient moins rentables que les entreprises nationales ou si la variation de leur rentabilité laisse supposer que des bénéfices de plus en plus importants étaient transférés à l'extérieur du pays.

En examinant la question de savoir si les entreprises sous contrôle étranger ont affiché un rendement (de plus en plus) supérieur relativement à leurs homologues canadiens, nous tâchons de tenir compte de l'effet d'un certain nombre de facteurs dont on pourrait croire, *a priori*, qu'ils ont un effet sur la rentabilité. Ce faisant, nous abordons un certain nombre de questions importantes en elles-mêmes. Plus précisément, nous modélisons la rentabilité de diverses entreprises en fonction de la nationalité et nous examinons l'effet de plusieurs facteurs supplémentaires, dont :

- leur part de marché
- la croissance du PIB
- le taux de change Canada-É.-U.

Nous examinons l'effet de la structure du marché en tâchant de déterminer s'il y a un lien entre la part de marché de l'entreprise et les bénéfices des différentes entreprises. Un nombre considérable d'ouvrages postulent un rôle pour la part de marché dans la détermination des marges bénéficiaires, particulièrement dans le contexte d'un modèle d'oligopole de produits homogènes[6]. Selon ces ouvrages, la marge bénéficiaire d'une entreprise sera associée positivement à la part du marché de l'entreprise. Nous examinons cette hypothèse dans le présent document en incluant une mesure de la part de marché dans une spécification économétrique destinée à « expliquer » les bénéfices. Si les entreprises sous contrôle étranger sont en mesure d'exploiter leur position dominante plus que les entreprises nationales, nous nous attendrions à ce que le coefficient de la part de marché soit plus important pour les entreprises sous contrôle étranger que pour celles sous contrôle national.

5. Voir également McKenzie et Thompson (1997).
6. Voir Clarke et Davies (1982).

Les régressions présentées ici par la suite portent également sur la question de la « persistance de la rentabilité », une question qui a été étudiée par Mueller (1990) et d'autres chercheurs. Ces ouvrages visent à déterminer la rapidité avec laquelle les bénéfices se rapprochent d'une moyenne à long terme lorsqu'ils sont perturbés à partir de ce point par des variations brusques de la demande ou de l'offre[7]. Cette question est considérée comme importante par les auteurs pour lesquels pareille persistance est la preuve que (certaines) entreprises ne sont peut-être pas appelées à faire face au type de concurrence rigoureuse qui aurait tendance à ramener rapidement les taux de rentabilité supérieurs à la moyenne à l'échelle de l'économie (ou de l'industrie). On peut considérer que la taille des coefficients estimatifs des variables de rentabilité décalée dans les équations de régression des bénéfices indique le degré de « persistance des bénéfices » affiché par les sous-échantillons étudiés. La plus longue « persistance » de la rentabilité chez les entreprises étrangères laisse supposer de plus faibles pressions sur le plan de la concurrence dans ce segment.

Nous tâchons de déterminer également l'effet du taux de change sur la rentabilité. Cette question découle des modèles d'« établissement du prix en fonction du marché » qu'on trouve dans les ouvrages publiés sur les échanges et les études économiques internationales depuis le début des années 90. Ces modèles prédisent une relation entre la variation des taux de change et la variation des marges sur coût d'achat des exportateurs, qui dépend de la forme de la courbe de la demande à laquelle sont confrontés les exportateurs sur les marchés étrangers. Nous examinons cette question dans le présent document au moyen de l'inclusion d'une mesure du taux de change Canada-É.-U. dans les équations sur la rentabilité pertinentes.

En troisième lieu, nous examinons le comportement de la rentabilité au cours du cycle économique. Selon les modèles d'oligopole fondés sur la théorie du jeu étudiés par Green et Porter (1984) ainsi que par Rotemberg et Saloner (1986), la coordination oligopolistique peut varier au cours du cycle économique. Nous examinons la mesure dans laquelle les données correspondent aux prévisions concurrentes de ces modèles après inclusion d'une variable de croissance du PIB.

En examinant chacune de ces trois questions, nous tenons compte de la possibilité qu'il existe des différences entre les entreprises sous contrôle canadien et celles sous contrôle américain[8]. Ces différences pourraient tenir à une foule de raisons, comme différents degrés de vocation d'exportation ou différentes préférences des actionnaires sur les profils chronologiques possibles pour les bénéfices, entre autres.

En plus d'examiner les questions « structurelles » exposées ci-dessus, nous présentons ici les résultats d'un modèle conçu pour porter plus particulièrement sur les propriétés chronologiques de l'ensemble de données et surtout sur la question de savoir si les tendances sur le plan de la rentabilité diffèrent au cours de la période étudiée selon le pays de contrôle.

---

7. Pour une discussion des résultats pour le secteur de la fabrication, voir Baldwin (1995, ch. 13).
8. La section 6 du présent document comprend une discussion de ce qui constitue une entreprise « sous contrôle canadien (américain) ».

Bien qu'il soit difficile d'en arriver à une réponse définitive à cette question (de faire la distinction entre la « tendance » et le « cycle ») à partir de données portant sur neuf ans seulement, nous poursuivons notre étude de cette question en estimant une paire de modèles de rentabilité selon le pays de contrôle. Chaque modèle comprend un ensemble de variables nominales trimestrielles pour rendre compte de tout effet « fixe » particulier au pays et à la période qui subsiste dans les données après correction pour tenir compte de l'effet des facteurs qui influent peut-être le plus sur la rentabilité, soit la rentabilité décalée et la part de marché.

Les données utilisées aux fins de la présente étude proviennent d'un fichier d'impôt administratif tenu par Statistique Canada qui comprend une vaste gamme de données financières sur les entreprises résidant au Canada au cours de la période de 1988 à 1998. Ces données sont tirées d'une enquête trimestrielle ainsi que des données administratives et sont utilisées pour produire les statistiques financières annuelles agrégées du secteur des entreprises.

Le présent document porte plus particulièrement sur les *grandes* entreprises *non* intégrées, et dont les données présentent une certaine continuité (en ce sens qu'elles figurent dans l'ensemble de données pendant au moins sept années consécutives ou adjacentes). Cela est nécessaire pour nous permettre d'assurer le suivi de la variation au fil du temps de la rentabilité des entités continues. Nous expliquons le sens de chacun de ces qualificatifs ci-dessous.

Le reste du document est organisé comme suit. La section 3 comprend une « analyse des données provisoires », soit une description de certaines des caractéristiques chronologiques des données. À la section 4, nous exposons les modèles théoriques de la rentabilité qui sont pertinents à notre étude empirique. À la section 5, nous présentons de façon sommaire les résultats d'études antérieures sur la rentabilité et à la section 6, nous décrivons les données utilisées aux fins de la présente étude. À la section 7, nous examinons l'approche économétrique utilisée aux fins d'estimation et à la section 8, nous présentons les résultats. Enfin, à la section 9, nous présentons nos conclusions.

3. *Différences entre la rentabilité des entreprises sous contrôle national et de celles sous contrôler étranger*

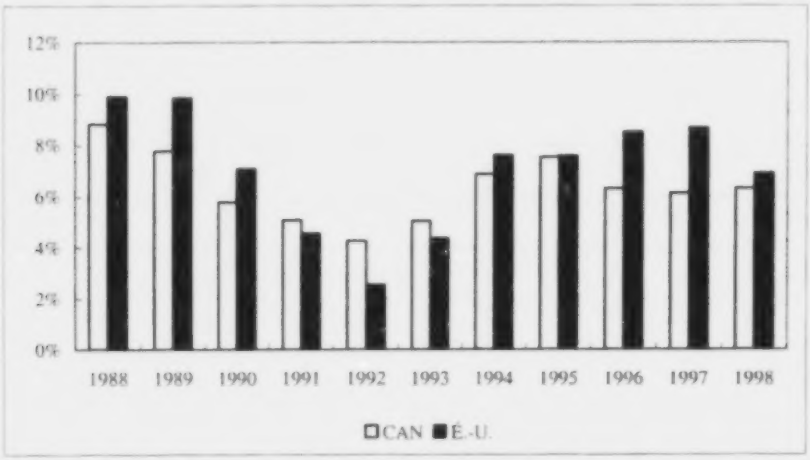
Avant de procéder à la modélisation des différences entre les entreprises sous contrôle étranger et celles sous contrôle national, il est utile d'examiner la rentabilité au sein de chaque population. À cette fin, nous calculons le rendement moyen du capital utilisé pour chaque groupe et nous le traçons à la figure 1.

Nous utilisons comme mesure de « rentabilité » le *rendement du capital employé*. Ce ratio indique l'efficacité avec laquelle la direction a employé l'actif à sa disposition, en calculant le taux de rendement du capital total fourni par les propriétaires et les prêteurs (c.-à-d. les créanciers). Nous calculons le bénéfice avant de prendre en compte les frais d'intérêt après impôts (paiements aux prêteurs) et les dividendes (paiements aux propriétaires). Le ratio indique combien de cents rapporte chaque dollar de capital investi. Formellement, nous pouvons écrire :

$$\text{Rendement du capital employé} = \frac{\text{bénéfices nets + frais d'intérêts après impôt}}{\text{prêts à court terme + prêts à long terme et dette + capitaux propres}}$$

Nous calculons le ratio agrégé pour chaque groupe en additionnant d'abord les valeurs du numérateur du ratio pour toutes les observations dans une catégorie donnée, puis en additionnant les valeurs du dénominateur du ratio pour toutes les observations dans une catégorie donnée, et en divisant ensuite le premier par le deuxième[9]. C'est l'approche adoptée dans le document de la Division de l'organisation et finances de l'industrie (DOFI) intitulé *Statistiques financières et fiscales des entreprises*.

Figure 1. Rendement annuel du capital employé, grandes entreprises non-financières



La figure 1 laisse supposer une divergence entre les taux de rendement du capital des grandes entreprises sous contrôle canadien et de celles sous contrôle américain tout au long de la décennie. Les entreprises sous contrôle américain sont de façon générale plus rentables que celles sous contrôle canadien, sauf au cours d'une brève période durant la récession qui a sévi au début des années 90. La figure 1 ne tient pas compte de l'effet de la taille, de sorte que ce résultat peut refléter la différence entre les tailles relatives des entreprises sous contrôle canadien et de celles sous contrôle américain ainsi que la rentabilité généralement supérieure des grandes entreprises. Dans le cadre de cet exercice exploratoire, nous exécutons ensuite une régression pour tâcher de tenir compte de l'effet de la taille en utilisant la part de marché. Le tableau 1 montre les résultats de cette régression utilisant les données mesurées par niveau (par opposition à la forme de différence première utilisée plus loin dans la présente étude). Nous exécutons la régression sur les données canadiennes et américaines *regroupées* en utilisant le « rendement du capital employé » comme mesure de la « rentabilité », tel que décrit ci-dessus.

9. Pour obtenir le ratio d'une année donnée, les observations sont attribuées à l'année civile au cours de laquelle la période fiscale à laquelle l'observation s'applique prend fin.

Tableau 1. Résultats des régressions par les MCO (niveaux) sur les données regroupées canadiennes/américaines

Variable	Rendement du capital employé	
	Coef.	E.-T.
Part de marché	,052	,016
Sous contrôle américain	,020	,002
1990 q1	,076	,007
1990 q2	,069	,008
1990 q3	,057	,007
1990 q4	,068	,003
1991 q1	,062	,006
1991 q2	,059	,007
1991 q3	,045	,006
1991 q4	,051	,003
1992 q1	,051	,006
1992 q2	,051	,007
1992 q3	,044	,006
1992 q4	,045	,003
1993 q1	,057	,006
1993 q2	,048	,007
1993 q3	,049	,006
1993 q4	,049	,003
1994 q1	,063	,006
1994 q2	,076	,007
1994 q3	,067	,006
1994 q4	,061	,003
1995 q1	,064	,006
1995 q2	,059	,007
1995 q3	,063	,006
1995 q4	,059	,003
1996 q1	,051	,006
1996 q2	,053	,007
1996 q3	,065	,006
1996 q4	,063	,003
1997 q1	,064	,006
1997 q2	,066	,007
1997 q3	,065	,006
1997 q4	,066	,003
1998 q1	,060	,007
1998 q2	,072	,008
1998 q3	,069	,007

Le léger avantage des entreprises sous contrôle américain en termes de rendement du capital employé persiste lorsque nous tenons compte de l'effet de la taille.

Nous procédons maintenant à la modélisation des bénéfices des diverses entreprises dans les deux groupes durant la décennie.

4. *Cadre théorique*

On peut examiner les questions de rentabilité de différentes façons et les études varient beaucoup quant aux définitions utilisées, aux questions abordées et aux méthodes appliquées.

En ce qui a trait aux questions abordées, un grand nombre d'études visent principalement à examiner la « persistance de la rentabilité », une approche associée à Mueller (1990). Les modèles associés à cette approche tendent à être fort simples — il s'agit habituellement juste d'autorégressions du premier ordre[10].

D'autres études portent sur les questions de rentabilité au cours du cycle économique et utilisent des modèles structurels plus riches qui tiennent compte de facteurs autres que la seule productivité décalée. Ces études sont habituellement fondées sur la mesure de la « rentabilité » selon la marge prix-coût. Dans ce cadre, plusieurs approches sont possibles, comme le signalent Galeotti et Schiantarelli (1998) :

> *Suivant l'approche traditionnelle de l'organisation industrielle, les auteurs d'un certain nombre d'études calculent simplement les marges prix-coût en se fondant sur l'hypothèse selon laquelle les coûts variables marginaux et moyens sont égaux pour l'entreprise... tandis que d'autres chercheurs, suivant une approche théorique de la production, estiment les conditions optimales de la demande de facteurs de production...*

Dans la présente étude, notre analyse initiale est fondée sur l'examen de l'effet de la structure du marché sur les marges prix-coût. Plus précisément, on peut considérer que le modèle théorique sous-jacent correspond — assez généralement toutefois — au cadre théorique de l'oligopole de produits homogènes élaboré par Cowling et Waterson (1976).

Nous procédons à notre estimation en nous fondant sur l'hypothèse selon laquelle les données sont produites par les entreprises dans des conditions d'équilibre de long terme. En outre, cette approche suppose que les points de données sont produits par les entreprises dont la technologie de production est telle que les coûts moyens et les coûts marginaux coïncident. Essentiellement, l'approche fait abstraction de tous facteurs coût à l'état de déséquilibre (rendements d'échelle et fixités) qui pourraient créer un « écart » entre le coût marginal et le prix du marché.

Plus précisément, supposons que les coûts marginaux sont constants pour chaque entreprise mais qu'ils varient d'une entreprise à l'autre. La $i^{\text{ème}}$ entreprise fixe la production X_i de manière à maximiser les bénéfices $\Pi_i = pX_i - c_iX_i$ où p est le prix et c_i est le coût marginal. En notant que le prix dépend de la production totale de l'industrie ($p = p\left(\sum_{i=1}^{n} x_i\right)$), la condition d'équilibre pour la $i^{\text{ème}}$ entreprise est donnée par

10. Les exemples de cette approche comprennent Geroski et Jacquemin (1988) et, pour le Canada, Khemani et Shapiro (1990).

$$p\left\{1-\frac{1}{\varepsilon}\frac{X_i}{X}(1+\lambda_i)\right\}=c_i \qquad (1)$$

où λ_i est un terme de variation de la conjoncture (exprimant les changements au niveau de la production auxquels l'entreprise i s'attendrait de ses rivales à la suite de la modification de la production) et ε est l'élasticité-prix de la demande dans l'industrie[11].

Machin et van Reenen (1993) expriment l'équation (1.1) en termes de la marge bénéficiaire $\left(\frac{\Pi}{S}\right)$ pour la $i^{\text{ème}}$ entreprise qui maximise ses bénéfices comme suit :

$$\left(\frac{\Pi}{S}\right)_i = MS_i(1+\lambda_i)/\varepsilon \qquad (2)$$

où MS_i est la part de marché (c.-à-d. X_i/X).

Ils obtiennent ensuite une spécification estimable en modifiant la méthode de Clarke et Davies (1982) de modélisation du terme de conjoncture comme $\lambda_i=\alpha_i(1-MS_i)/MS_i$ pour permettre aux grandes entreprises d'avoir des conjonctures plus larges. Ils en arrivent à une formule des conjonctures de $\lambda_i=\alpha_{1i}(1-MS_i)/MS_i+\alpha_{2i}(1/MS_i)$, qui leur permet d'établir une équation pour les marges bénéficiaires données par

$$\left(\frac{\Pi}{S}\right)_i=[(1-MS_i)\alpha_{1i}+\alpha_{2i}+MS_i]/\varepsilon \qquad (3)$$

puis de modéliser les coefficients α comme fonctions de variables industrielles, y compris la concentration et le pouvoir syndical, qui varient en fonction du temps.

On peut considérer la spécification estimée dans le présent document comme étant faite à partir d'un modèle comme celui exposé dans les équations (1) à (3). Toutefois, comme d'autres auteurs, nous modifions cette spécification par l'ajout de variables conçues pour saisir des effets possibles sur la rentabilité autres que ceux à l'équation (3).

---

11. Nous devrions signaler que Clarke et Davies généralisent ce cadre en supposant qu'un paramètre α (qu'ils supposent être identique pour toutes les entreprises) représente le degré de collusion implicite inhérente au marché, et écrivent $p\left\{1-\frac{1}{\eta}\left(\frac{X_i}{X}-\alpha\frac{X_i}{X}+\alpha\right)\right\}=c_i$ (voir Clarke et Davies, p. 279). Ils signalent ensuite qu'on pourrait utiliser cette équation pour examiner les explications de la relation concentration/rentabilité fondées sur l'« efficacité différentielle » par rapport à l'« abus de la position dominante sur le marché ». Plus précisément, on pourrait décomposer la rentabilité en deux composantes, l'une résultant de l'« abus » et l'autre des « différences sur le plan de l'efficacité », en estimant l'équation ci-dessus à partir des données au niveau de l'entreprise sur les parts de marché et les marges sur coût d'achat dans chaque industrie. Pour plus de détails, voir Clarke et Davies, p. 284.

Les travaux récents sur les marges prix-coût (ou, de façon équivalente, les marges bénéfice-coût) ont porté tout particulièrement sur l'effet des variations brusques de la demande agrégée sur la rentabilité au niveau de l'entreprise. Il s'agit d'une question intéressante étant donné les prévisions opposées produites par les modèles fondés sur la théorie du jeu élaborés par Green et Porter (1984) et Rotemberg et Saloner (1986).

Le modèle de Green et Porter se fonde sur l'hypothèse selon laquelle les entreprises oligopolistiques ne peuvent observer immédiatement les décisions en matière de production et les bénéfices d'autres entreprises, et donc ne peuvent déterminer si le rétrécissement des marges en période de récession est attribuable à de fortes variations négatives de la demande ou aux mesures prises par les entreprises rivales. Par conséquent, elles fixent leur production à des niveaux destinés à punir ces entreprises rivales lorsque le prix de l'industrie tombe au-dessous d'un « prix seuil » préétabli. Il en résulte des marges prix-coût *procycliques*.

Par contre, le modèle de Rotemberg et Saloner est fondé sur la notion selon laquelle la collusion implicite est plus difficile pour les oligopoles lorsque la demande est relativement élevée. Selon ce modèle, on observera des marges *contracycliques*.

Nous comparons ces deux hypothèses contradictoires dans la plus générale des deux régressions exposées ci-dessous.

Enfin, Marston (1990), Krugman (1987) et d'autres ont élaboré des modèles d'« établissement du prix en fonction du marché ». Comme ces modèles prévoient que le taux de change joue un rôle dans la détermination de la rentabilité, nous généralisons encore davantage l'une des nos équations de régression pour tenir compte de la notion voulant que si la demande devient plus (moins) élastique à mesure que les prix en devises locales augmentent, alors la marge optimale sur coût d'achat imposée par l'exportateur diminuera (augmentera) à mesure que le prix en devise de l'acheteur augmente.

Pour résumer, donc, notre modèle estimé est

$$\left(\frac{\Pi}{S}\right)_t = f(MS, X) = g(MS, GDP, EXCH)$$

où X est un ensemble d'effets fixes relatif au temps dans la première formule. Dans la deuxième forme, ces effets sont remplacés par les mesures GDP (ou PIB pour produit intérieur brut)) et EXCH (taux de change Canada-É.-U.) qui varient en fonction du temps.

5. *Revue des ouvrages publiés*

Machin et van Reenen (1993) utilisent les marges bénéficiaires pour mesurer la rentabilité et leur étude porte sur un panel de 709 grandes entreprises du R.-U. durant les années 70 et 80. Ils examinent tout particulièrement le rôle des variables explicatives au niveau de l'industrie/de l'entreprise (part de marché, concentration, intensité des importations, syndicalisation et une variable dépendante décalée conçue pour saisir la « persistance ») ainsi que les effets agrégés, et procèdent à une estimation distincte pour différents groupes de produits.

Ils considèrent initialement un ensemble de quatre modèles qui diffèrent sur les plans de l'inclusion et de la non-inclusion d'« effets d'interaction » (entre la part de marché et les autres variables explicatives au niveau de l'industrie/de l'entreprise) et de l'inclusion soit du taux de chômage, soit d'un ensemble de variables effectives annuelles pour saisir les effets agrégés (communs).

Dans leur ensemble de spécifications préféré, l'effet de la concentration des industries est estimé comme étant significativement positif même après correction pour tenir compte de la part de marché. La part de marché et la concentration ont des effets positifs et significatifs tandis que la pénétration des importations ainsi que le taux de syndicalisation des industries sont non significatifs. Il y a des preuves significatives de persistance de la rentabilité et du caractère procyclique des marges bénéficiaires.

Machin et van Reenen fournissent également des estimations distinctes pour les entreprises dans les groupes des biens de production, des biens de consommation durables et des biens de consommation non durables. Ils constatent des différences entre ces groupes quant au moment où les variations brusques agrégées ont un effet sur les marges bénéficiaires, les marges des entreprises dans les groupes des producteurs de biens de consommation durables et des producteurs de biens de consommation non durables réagissant un an avant celles des entreprises dans le groupe des biens de production à la récession qui a sévi au Royaume-Uni au début des années 80. En outre, l'ajustement semble se faire plus lentement dans le secteur des biens de production (ce dont atteste un coefficient plus important de la variable dépendante décalée).

McDonald (1999) examine la rentabilité dans le secteur australien de la fabrication à partir d'un ensemble de données de panel au niveau de l'entreprise sur le rendement des entreprises au cours de la période de 1984 à 1993, en utilisant le ratio des bénéfices nets[12] aux ventes comme substitut de la marge prix-coût. Il utilise toute une gamme de techniques et de spécifications économétriques, estimant les relations aux divers niveaux ainsi que les différences et utilisant l'estimateur MMG Arellano-Bond ainsi que la méthode plus traditionnelle de la variable instrumentale d'Anderson-Hsiao.

Il présente cinq spécifications de rechange utilisant les niveaux de bénéfice, qui diffèrent selon qu'une variable de l'intensité du capital est incluse, que les effets particuliers à l'année sont inclus ou non et que l'on tient compte des effets aléatoires particuliers à l'entreprise, ainsi que

12. Net de la dépréciation et de la taxe.

selon l'échantillon utilisé[13]. McDonald constate un coefficient hautement significatif de la variable dépendante décalée (allant de 0,77 à 0,51) dans toutes cinq spécifications ainsi qu'une concentration invariablement significative et de signe positif. La pénétration des importations (mesurée au niveau de l'industrie comme le ratio des importations de l'industrie à la somme des importations de l'industrie plus les ventes dans le pays d'origine) porte un signe négatif dans chaque spécification et est statistiquement significative (au niveau de 5 %) dans trois d'entre elles. Chose peut-être étonnante, la part de marché est loin d'être statistiquement significative et porte un signe « incorrect » (c.-à-d. négatif). La hausse inflationniste des salaires est significative et de signe négatif dans toutes les quatre spécifications dans lesquelles elle joue un rôle.

En outre, McDonald estime un ensemble de cinq équations spécifiées en différences premières, utilisant l'échantillon équilibré. Il élimine la concentration de ces équations et estime une spécification « repère » qui comprend la pénétration des importations, le taux de syndicalisation, la part de marché, la hausse inflationniste des salaires, le chômage, une variable dépendante décalée et le produit du taux de chômage et de la concentration, à l'aide de la MMG d'Arellano-Bond ainsi que de variables instrumentales ordinaires. En outre, il estime deux variantes de la spécification « repère » en utilisant des variables instrumentales (IV). L'une comprend l'intensité du capital tandis que dans l'autre, le taux de syndicalisation, la hausse inflationniste des salaires et le taux de chômage sont éliminés mais les variables nominales d'année sont incluses. Enfin, McDonald estime la spécification « repère-avec-intensité-du-capital » pour l'échantillon complet. De nouveau, la variable dépendante décalée est significative dans chaque cas, quoiqu'un peu plus petite dans les équations de niveaux (allant de 0,32 à 0,41). Le coefficient de la pénétration des importations est négatif et significatif dans la spécification « repère » (estimé en utilisant les variables instrumentales ou selon la MMG) ainsi que dans la spécification « repère-avec-intensité-du-capital » et la spécification « variables nominales d'année ». Chose intéressante, la part de marché n'est significative que dans l'équation estimée selon la méthode MMG, où elle porte un signe « incorrect » (c.-à-d. négatif).

McDonald interprète le coefficient négatif qu'il obtient sur la variable calculée comme le produit du taux de chômage multiplié par la concentration comme preuve que les marges bénéficiaires sont procycliques dans les industries où la concentration est relativement élevée, mais contracycliques autrement.

13. Un panel équilibré de 246 entreprises (2 214 observations) par rapport à un panel « complet » de 897 entreprises (4 786 observations).

6. *Données*

La rentabilité et la part de marché sont mesurées au niveau de l'entreprise, une entreprise étant définie comme « une famille d'établissements qui appartiennent au même propriétaire et qui sont contrôlés par ce dernier et pour lesquels un ensemble d'états financiers consolidés est produit... » (Statistique Canada, 1994, 1998).

Visiblement, il importe tout d'abord de déterminer comment définir la « rentabilité ». Schmalensee (1989) énumère 12 mesures différentes de la « rentabilité », signalant que, dans son échantillon, elles ne sont pas fortement corrélées en général (p. 337). Conyon et Machin (1991) montrent que les résultats empiriques sont sensibles à la mesure des bénéfices utilisée.

Dans la présente étude, nous nous concentrons sur les deux principales mesures de la « rentabilité » comme variable dépendante. La première est la *marge prix-coût*, définie comme étant le bénéfice d'exploitation divisé par le total des revenus d'exploitation. Cette mesure continue d'être largement utilisée dans les travaux empiriques sur la rentabilité. Comme nous l'avons déjà mentionné, elle est au centre d'un modèle théorique bien défini qui la relie à l'élasticité de la demande sur le marché, aux termes de variation de la conjoncture (qui sont paramétrables) et soit à l'indice Herfindahl (au niveau de l'industrie), soit à la part de marché de l'entreprise (au niveau de l'entreprise elle-même).

Tout en reconnaissant que cette mesure peut ne pas correspondre aussi bien qu'on pourrait le souhaiter aux mesures de la « rentabilité » préférées des économistes, nous signalons que le fait que nous calculons la différence première des séries de données utilisées aux fins de la présente étude peut réduire l'effet de différentes conventions comptables interentreprises[14].

La deuxième mesure de la « rentabilité » utilisée aux fins de la présente étude est le *rendement du capital employé*.

Pour l'exercice de modélisation, nous n'utilisons que les enregistrements qui satisfont à la contrainte de contiguïté exposée ci-dessous. À l'instar de plusieurs autres auteurs, y compris Arellano et Bond (1991), nous n'avons inclus dans l'échantillon complet que les entreprises pour lesquelles au moins sept observations continues étaient disponibles[15].

En outre, les données ne couvrent que les *grandes* entreprises *non intégrées*. Une entreprise est classée comme *grande* si son actif est supérieur à 25 millions de dollars. Une entreprise est classée comme *non intégrée* au moyen de son code à quatre chiffres de la CTI-C. La CTI-C a été conçue de manière à permettre d'établir des codes pour les entreprises intégrées, c'est-à-dire celles dont les activités recouvrent plusieurs industries. Les entreprises portant ces codes sont exclues de l'échantillon.

---

14. Du moins dans la mesure où ces différences peuvent être considérées comme constituant des effets fixes particuliers à l'entreprise et invariables dans le temps.
15. Pour une discussion des tendances des observations contiguës qui en résultent pour l'échantillon, voir l'annexe A.

Tout au long de cette analyse, nous faisons la distinction entre les entreprises sous contrôle canadien et celles sous contrôle américain. Une société est considérée comme étant sous contrôle américain si la majorité de ses actions avec droit de vote sont détenues aux États-Unis ou par une ou plusieurs sociétés canadiennes qui sont elles-mêmes sous contrôle américain. Dans le cas d'une entreprise à établissements multiples, c'est la tête de l'entreprise ou la société mère qui est pris en considération en premier lieu et le même pays de contrôle est attribué à chaque filiale qu'à la société mère. Si la tête de l'entreprise est une société résidant au Canada, le pays de contrôle indiqué est celui où la majorité des actions avec droit de vote sont détenues par des particuliers et des sociétés.

Nous avons procédé à certaines autres exclusions. Nous considérons les ventes négatives comme étant peu plausibles ou atypiques, de sorte que les observations contenant de telles données ont été éliminées de l'échantillon. Nous nous sommes retrouvés toutefois avec un certain nombre d'enregistrements avec des marges bénéficiaires négatives très importantes. En fait, le 0,5 % le plus négatif de ces marges allait de -294 700 % à -900 %. Nous avons jugé ces marges peu plausibles (ou du moins qu'il s'agit d'observations sur des entreprises dans un état « atypique ») et nous avons donc supprimé de l'échantillon les enregistrements présentant les valeurs les plus extrêmes (les percentiles supérieur et inférieur).

Dans quelle mesure l'échantillon que nous utilisons est-il représentatif de la population? Nous tâchons de répondre à cette question graphiquement aux figures 2, 3, 4 et 5 en comparant les moyennes pour les sous-échantillons utilisées pour estimer les principaux résultats des régressions présentés dans ce document et la moyenne (tronquée) pour l'ensemble de la base de données. Il est évident que l'échantillon suit de façon générale la population dans son ensemble.

Figure 2. Marges moyennes pour le sous-échantillon au tableau 3 par rapport aux moyennes pour les grandes entreprises non intégrées sous contrôle canadien dans ANNUAL_RELEASED

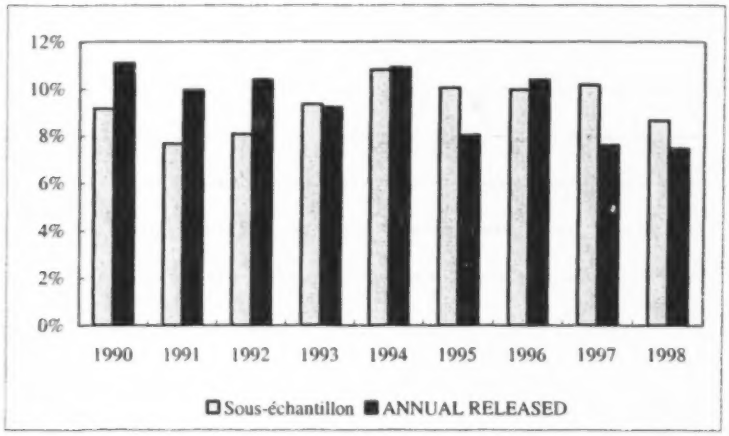


Figure 3. Marges moyennes pour le sous-échantillon au tableau 3 par rapport aux moyennes pour les grandes entreprises non intégrées sous contrôle américain dans ANNUAL_RELEASED

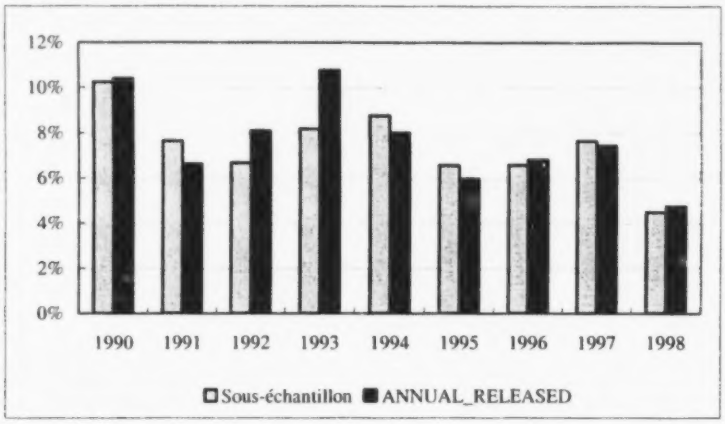


Figure 4. Rendement moyen du capital employé pour le sous-échantillon au tableau 4 et pour les grandes entreprises non intégrées sous contrôle canadien dans ANNUAL_RELEASED

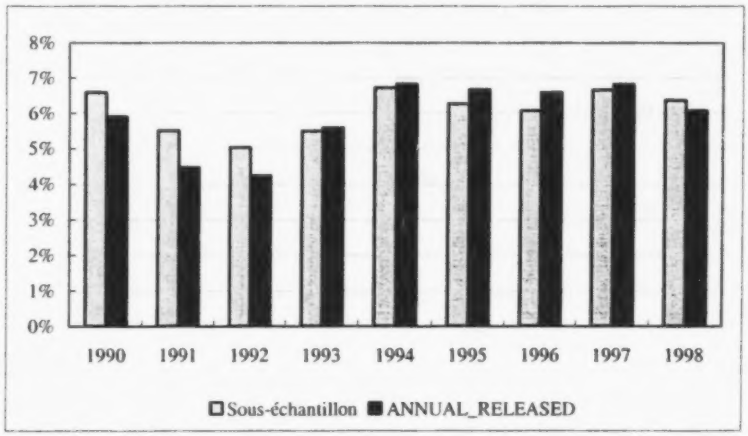
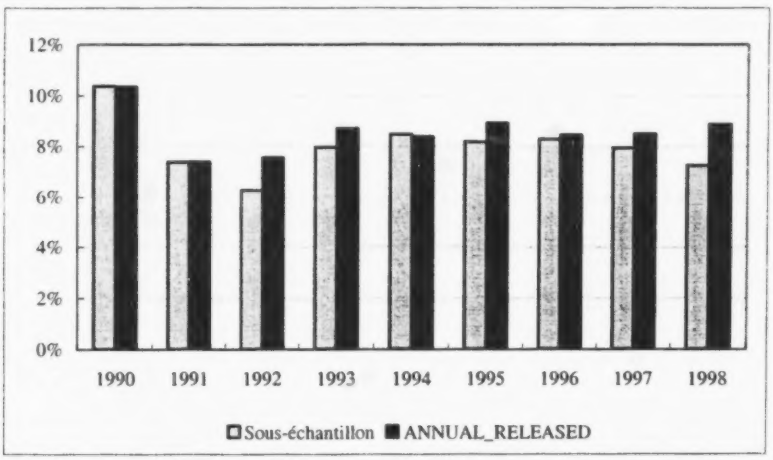


Figure 5. Rendement moyen du capital employé pour le sous-échantillon au tableau 4 et pour les grandes entreprises non intégrées sous contrôle américain dans ANNUAL_RELEASED



Néanmoins, et même si la sélection d'un échantillon comprenant au moins T observations est caractéristique de la plupart des études utilisant des panels d'entreprises (p. ex., Arellano et Bond, 1991), il faut reconnaître que les données utilisées aux fins d'estimation n'ont pas été sélectionnées au hasard. En pareil cas, un problème de biais de sélection peut se poser. Même si la possibilité de « biais » découlant de l'élimination d'observations clairement aberrantes n'est pas nécessairement une source d'inquiétude, l'accent mis sur les observations « contiguës » peut présenter un problème et constitue certainement une éventuelle source de biais (plus particulièrement, nous pouvons avoir ce que Lancaster (1990) qualifie d'échantillonnage biaisé à cause de la limite imposée dans le temps).

En outre, le fait qu'un grand nombre d'entreprises sont présentes aux débuts du panel, puis disparaissent, peut poser un autre problème (« biais d'érosion »).

Malheureusement, les méthodes permettant de résoudre ces problèmes ne sont pas encore bien établies pour les cas où les données sont modélisées avec une variable dépendante décalée. On a proposé un certain nombre de solutions pour résoudre le problème du biais d'érosion dans les modèles de données de panels *statiques*. Contrairement à l'approche paramétrique répandue de Heckman (1979) (dans laquelle le problème de sélection de l'échantillon est considéré comme un problème de variable omise et des probits sont utilisés pour produire une approximation de la variable omise), les auteurs de la littérature sur les panels semblent s'être concentrés sur l'utilisation de régressions (probit) auxiliaires pour produire un ensemble de poids qui sont ensuite utilisés pour l'estimation (essentiellement, les poids reliés à une observation sont inversement proportionnels à l'importance du biais de sélectivité auquel une observation est susceptible de donner lieu).

En l'absence de pareils poids, la méthode « de pointe » actuelle semble être exposée dans deux documents de Kyriazidou (1997, 1999). Dans le premier, qui porte sur les données de panels statiques, Kyriazidou se fonde sur deux précisions — que les observations dont les variables explicatives sont de même valeur sont sujettes à un biais de sélection de même importance, et que différencier les observations entachées d'un biais de sélection de même importance a pour effet d'éliminer ce biais — pour obtenir un estimateur non paramétrique en deux étapes assez complexe. Dans son deuxième document, Kyriazidou étend cette approche aux panels dynamiques.

Étant donné que les données présentent un certain nombre d'autres défis, toutefois, nous ne tâchons pas dans la présente étude d'adopter l'approche de Kyriazidou et nous n'avons pas « corrigé » les résultats ci-dessous pour tenir compte du biais de sélection de l'échantillon.

Il faut se rappeler cependant que, dans la mesure où la probabilité d'érosion de l'échantillon sera vraisemblablement constante au fil du temps, tout « terme de correction de la sélectivité » de type Heckman sera absorbé dans l'effet fixe particulier à l'individu[16] et donc éliminé par la transformation en différence première appliquée aux données avant de procéder à l'estimation selon la MMG.

---

16. Verbeek et Nijman, p. 471, dans le chapitre 18 de l'étude intitulée « *The Econometrics of Panel Data: A Handbook of the Theory With Applications* » de Matyas et Sevestre, 1996, Kluwer.

7. *Approche économétrique*

Nous procédons à l'estimation selon la méthode des moments généralisés (MMG), approche élaborée par Hansen (1982) et popularisée dans le contexte des données de panel par Arellano et Bond (1991).

L'avantage principal des diverses approches des données de panel présentées dans les ouvrages publiés est qu'elles nous permettent de prendre en compte les effets propres à la personne, habituellement en procédant à une certaine transformation des données. Selon l'approche Arellano-Bond de la modélisation de données de panel dynamique que nous utilisons ici, nous calculons la différence première pour éliminer les effets particuliers à la personne et nous tâchons de résoudre les problèmes subséquents qui découlent de l'inclusion d'une variable dépendante décalée dans un modèle comprenant des erreurs corrélées en série au moyen d'estimateurs à variable instrumentale[17].

Arellano-Bond améliorent les estimateurs à variable instrumentale antérieurs élaborés pour les modèles de données de panels dynamiques (p. ex., Anderson et Hsiao, 1981) en reconnaissant qu'un nombre croissant d'instruments deviennent disponibles à l'économétricien pour estimer la relation qui produit les observations ultérieures dans l'ensemble de données.

Récemment, toutefois, on a reconnu que l'estimation Arellano-Bond peut être entachée d'un biais découlant de l'utilisation d'un « trop grand nombre » d'instruments ainsi que de l'inefficacité résultant du fait que la transformation par calcul de la différence première utilisée essentiellement « jette » l'information contenue dans les niveaux des données. Dans les estimations présentées ci-dessous, nous tâchons de contourner le problème du biais par une utilisation relativement parcimonieuse des instruments; le problème d'efficacité devra faire l'objet de travaux futurs[18].

Les contraintes des moments qui donnent lieu à l'estimateur d'Arellano-Bond reposent crucialement sur l'hypothèse selon laquelle les erreurs dans les données originales (non transformées) ne sont pas caractérisés par une forme quelconque de corrélation en série; nous utilisons trois tests statistiques pour vérifier que c'est bien le cas.

Le premier de ces tests est fondé sur la statistique m_2 élaborée par Arellano et Bond, qui prend la forme

$$m_2 = \frac{\hat{v}'_{-2}\hat{v}_*}{\sqrt{\hat{v}}} \qquad (4)$$

17. L'approche économétrique exposée ci-dessus a été mise en œuvre au moyen du progiciel STATA.
18. Blundell et Bond (1998) montrent que l'utilisation d'une version élargie de *system*-GMM peut entraîner des améliorations spectaculaires sur le plan de l'efficacité. Selon l'approche system-GMM de l'estimation des données de panel, on utilise les différences décalées de la variable dépendante comme instruments pour les équations (particulières à la période) dans les niveaux, en plus d'utiliser les niveaux décalés de la variable dépendante comme instruments pour l'équation en différences (comme nous le faisons ici).

et qui est (asymptotiquement) distribuée, avec une moyenne nulle et une variance d'unité selon l'hypothèse nulle d'absence de corrélation en série de deuxième ordre dans les résidus du calcul de la différence première.

Le deuxième test utilisé est analogue à celui fondé sur la statistique m_2, mais vérifie l'absence d'une corrélation en série de premier ordre dans les résidus du calcul de la différence première afin de déterminer si les erreurs dans les données non transformées suivent un cheminement aléatoire. Enfin, on peut procéder à un test Sargan des contraintes de suridentification en utilisant une statistique qui a une distribution chi carré asymptotique.

8. Résultats

Les tableaux 2 et 3 présentent les résultats de l'estimation en deux étapes selon la MMG effectuée séparément pour un ensemble d'entreprises sous contrôle américain et un ensemble d'entreprises sous contrôle canadien, pour deux différentes mesures de la « rentabilité ». Au tableau 2, nous utilisons la marge prix-coût comme variable dépendante — sous forme de différence première — et au tableau 3, nous utilisons le taux de rendement défini plus haut.

Au tableau 2, nous utilisons la « marge prix-coût » comme mesure de la rentabilité, de sorte que nous pourrions nous attendre à ce que les résultats présentés correspondent plus étroitement aux prévisions du modèle exposé à la section 3 du présent document. Nous présentons les résultats pour les entreprises « sous contrôle canadien » et celles « sous contrôle américain ». La différence entre les colonnes (a) et (b) sous chacun de ces en-têtes tient à la façon dont les différentes spécifications tâchent de tenir compte des facteurs qui auront un effet similaire sur toutes les entreprises. Dans la spécification (a), cela se fait par inclusion de nominales conçues pour saisir les effets fixes qui varient en fonction du temps et, dans la spécification (b), par inclusion d'une mesure explicite de l'état du cycle économique (mesures du PIB et le taux de change).

Au cours de cette période, les marges prix-coût des entreprises sous contrôle canadien sont associées positivement à leurs marges durant l'année financière précédente ainsi qu'à leur part de marché actuelle (tableau 2). Les deux résultats sont conformes aux attentes antérieures et statistiquement significatifs au niveau de 5 %.

Passant maintenant à la spécification pour les entreprises sous contrôle canadien qui est exposée à la colonne (b) du tableau 2, nous constatons que la marge bénéficiaire décalée et la part de marché continuent de porter un signe positif et d'être statistiquement significatives dans une équation qui remplace les variables nominales particulières à la période financière par une mesure explicite du cycle économique. L'effet du cycle économique n'est pas statistiquement significatif (bien qu'il soit proche d'être significatif au niveau de 10 %, avec une valeur p de 0,123). Néanmoins, son signe correspond aux prévisions du modèle élaboré par Green et Porter qui laisse prévoir que la rentabilisé sera procyclique.

Tableau 2. Résultats selon la MMG pour les grandes entreprises sous contrôle canadien et celles sous contrôle américain[19] en utilisant la marge prix-coût comme mesure de la « rentabilité »

Variable	Sous contrôle canadien				Sous contrôle américain			
	(a)		(b)		(a)		(b)	
	Coef.	E.-T.	Coef.	E.-T.	Coef.	E.-T.	Coef.	E.-T.
Rentabilité décalée	0,401**	,035	0,424**	*,036*	0,371**	,057	0,317**	*,062*
Part de marché	0,426**	,157	0,401**	*,157*	0,171	,259	0,177	*,266*
Croissance du PIB	-		0,157	*,099*	-	-	0,326**	*,095*
Taux de change	-		0,051*	*,028*	-	-	-0,051	,037
1990 q1	0,016*	,009	-	-	-0,020	,018	-	-
1990 q2	-0,015	,013	-	-	-0,031**	,014	-	-
1990 q3	-0,009	,012	-	-	-0,017	,011	-	-
1990 q4	-0,009	,007	-	-	-0,006	,006	-	-
1991 q1	-0,006	,012	-	-	-0,016	,010	-	-
1991 q2	-0,048**	,018	-	-	-0,017	,012	-	-
1991 q3	-0,015	,016	-	-	-0,033**	,014	-	-
1991 q4	-0,021**	,008	-	-	-0,026**	,008	-	-
1992 q1	-0,025*	,015	-	-	-0,009	,016	-	-
1992 q2	-0,042**	,017	-	-	-0,006	,013	-	-
1992 q3	0,008	,016	-	-	-0,023	,016	-	-
1992 q4	-0,006	,007	-	-	-0,014*	,008	-	-
1993 q1	-0,001	,014	-	-	-0,029	,022	-	-
1993 q2	-0,036*	,019	-	-	-0,007	,014	-	-
1993 q3	0,011	,019	-	-	-0,007	,017	-	-
1993 q4	0,006	,007	-	-	0,006	,008	-	-
1994 q1	0,011	,016	-	-	0,005	,015	-	-
1994 q2	-0,024	,022	-	-	0,002	,016	-	-
1994 q3	0,034	,022	-	-	-0,004	,015	-	-
1994 q4	0,023**	,008	-	-	0,017*	,009	-	-
1995 q1	-0,004	,016	-	-	-0,02	,019	-	-
1995 q2	-0,111**	,038	-	-	-0,006	,020	-	-
1995 q3	0,044*	,026	-	-	0,013	,015	-	-
1995 q4	0,014**	,007	-	-	-0,002	,011	-	-
1996 q1	-0,011	,015	-	-	0,006	,022	-	-
1996 q2	-0,067**	,029	-	-	-0,015	,030	-	-
1996 q3	0,049	,034	-	-	-0,002	,015	-	-
1996 q4	0,007	,007	-	-	0,006	,011	-	-
1997 q1	-0,011	,021	-	-	-0,008	,028	-	-
1997 q2	-0,049*	,026	-	-	-0,025	,025	-	-
1997 q3	0,056*	,030	-	-	0,005	,016	-	-
1997 q4	0,011	,007	-	-	0,032**	,009	-	-
1998 q1	-0,033	,025	-	-	-0,021	,032	-	-
1998 q2	0,035	,027	-	-	-0,019	,033	-	-
1998 q3	0,029	,033	-	-	0,020	,018	-	-
Statistique m_1		-6,26		-6,26		-3,71		-3,66
Statistique m_2		1,42		1,46		0,79		0,75
Statistique du test de Sargan		17,55 (16)		16,33 (16)		23,42 (16)		26,25 (16)

19. Les coefficients qui sont significatifs au niveau de 5 % sont marqués de deux **. Ceux qui sont significatifs au niveau de 10 % sont marqués d'un *. Lorsque qu'Arellano et Bond signalent qu'il faut user de circonspection en faisant des inférences fondées seulement sur l'estimateur en deux étapes dans les échantillons de cette taille (p. 291), ils parlent d'un échantillon de 700 observations. Comme nous disposons d'un nombre d'observations considérablement plus élevé, nous sommes disposés à faire pareille inférence.

La variable de taux de change est significative au niveau de 10 % et de signe positif. Étant donné que nous avons défini le taux de change comme étant la valeur du dollar canadien par rapport au dollar américain (une augmentation du ratio indiquant une dépréciation du dollar canadien), le signe est celui auquel nous pouvons nous attendre si nous imaginons que les coûts des exportateurs sont principalement exprimés en dollars canadiens. En pareil cas, l'exportateur qui laisse inchangé le prix demandé aux États-Unis (en dollars américains) à la suite d'une dépréciation de la valeur du dollar canadien retirera des recettes plus importantes en dollars canadiens.

Comme les entreprises canadiennes, les entreprises sous contrôle américain affichent une rentabilité persistante et un coefficient de la rentabilité décalée positif et statistiquement significatif, quelle que soit la façon dont nous procédons pour tenir compte des facteurs qui auront un effet similaire sur toutes les entreprises[20]. Toutefois, le coefficient pour les entreprises sous contrôle étranger est plus faible, ce qui laisse supposer une persistance beaucoup plus faible dans ce groupe. Plus important encore, même si la variable « part de marché » est de signe « correct » dans les deux spécifications (a) et (b) pour les entreprises sous contrôle étranger, elle n'est statistiquement significative pour ce groupe d'entreprises ni dans l'une ni dans l'autre spécification. De nouveau, cela laisse supposer que les conditions du marché intérieur ont moins d'effet sur les entreprises sous contrôle américain que sur celles sous contrôle canadien.

Contrairement aux résultats observés pour le sous-échantillon d'entreprises sous contrôle canadien, la variable « cycle économique » est à la fois significative et de signe positif.

La variable de taux de change porte un signe « incorrect », mais elle est statistiquement non significative.

Dans la présente étude, nous nous concentrons entre autres sur la question de savoir si la rentabilité des entreprises sous contrôle canadien a évolué différemment au cours des années 90 par rapport à celle des entreprises sous contrôle américain. Nous présentons nos résultats sous forme graphique, en continuant d'utiliser la « marge prix-coût » comme mesure de la « rentabilité », à la figure 6.

La séquence de variations moyennes dans l'équation de la rentabilité pour la marge prix-coût pour les entreprises sous contrôle américain et sous contrôle canadien est présentée graphiquement à la figure 6. Ces variations annuelles moyennes sont calculées à partir des coefficients des variables fictives présentés au tableau 2.

Cumulativement, les variations indiquées à la figure 6 représentent une augmentation d'environ 1,3 % des marges prix-coût pour les entreprises sous contrôle canadien, comparativement à une augmentation de 0,4 % pour les entreprises sous contrôle américain. Les profils sont assez similaires en ce que, pour chaque année indiquée, l'évolution a lieu dans le même sens pour les entreprises sous contrôle canadien et celles sous contrôle américain. Le profil vers la fin des années 90 semble indiquer un certain « rattrapage » de la rentabilité des entreprises sous contrôle canadien à la suite d'une variation brusque à la baisse d'environ deux et demi points de pourcentage vers le milieu de la décennie.

---

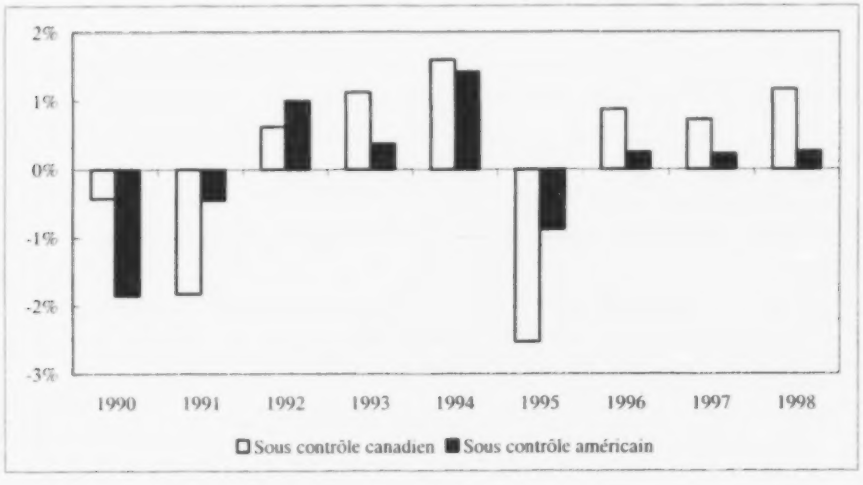
20. C'est-à-dire, que nous incluions ou non des variables temporelles fictives ou une variable du cycle économique.

Tableau 3. Résultats selon la MMG pour les grandes entreprises sous contrôle canadien et celles sous contrôle américain[21] en utilisant le « rendement du capital employé » comme mesure de la « rentabilité »

Variable	Sous contrôle canadien				Sous contrôle américain			
	(a)		(b)		(a)		(b)	
	Coef.	E.-T.	Coef.	E.-T.	Coef.	E.-T.	Coef.	E.-T.
Rentabilité décalée	0,318**	,023	0,344**	,024	0,460	,351	0,478**	,042
Part de marché	0,548**	,158	0,518**	,159	0,136	,364	0,128	,373
Croissance du PIB	-		0,129**	,060	-		0,014	,110
Taux de change	-		0,052**	,016			0,060*	,035
1990 q1	0,001	,009	-	-	-0,042**	,020	-	-
1990 q2	-0,012	,010	-	-	-0,062**	,022	-	-
1990 q3	-0,021**	,008	-	-	0,009	,030	-	-
1990 q4	-0,007**	,003	-	-	-0,013	,009	-	-
1991 q1	-0,022**	,007	-	-	-0,049**	,019	-	-
1991 q2	-0,019	,012	-	-	-0,054**	,015	-	-
1991 q3	-0,018**	,008	-	-	-0,057**	,018	-	-
1991 q4	-0,016**	,004	-	-	-0,025**	,008	-	-
1992 q1	-0,022**	,009	-	-	-0,048	,025	-	-
1992 q2	-0,020*	,011	-	-	-0,064**	,024	-	-
1992 q3	-0,019**	,008	-	-	-0,033*	,017	-	-
1992 q4	-0,013**	,005	-	-	-0,017**	,007	-	-
1993 q1	-0,019	,011	-	-	0,009	,026	-	-
1993 q2	-0,020*	,011	-	-	-0,039	,028	-	-
1993 q3	-0,007	,010	-	-	-0,043**	,019	-	-
1993 q4	-0,005	,005	-	-	-0,001	,007	-	-
1994 q1	-0,009	,012	-	-	-0,023	,029	-	-
1994 q2	0,008	,010	-	-	-0,03	,031	-	-
1994 q3	0,004	,010	-	-	-0,006	,017	-	-
1994 q4	0,006	,005	-	-	0,007	,008	-	-
1995 q1	-0,010	,014	-	-	0,002	,039	-	-
1995 q2	-0,012	,012	-	-	-0,048*	,025	-	-
1995 q3	-0,001	,009	-	-	-0,001	,019	-	-
1995 q4	-0,004	,004	-	-	0,005	,008	-	-
1996 q1	-0,024	,016	-	-	-0,003	,039	-	-
1996 q2	-0,018	,013	-	-	-0,031	,026	-	-
1996 q3	-0,008	,011	-	-	-0,006	,018	-	-
1996 q4	0,001	,005	-	-	0,014**	,007	-	-
1997 q1	-0,009	,021	-	-	-0,043	,052	-	-
1997 q2	-0,012	,015	-	-	-0,02	,021	-	-
1997 q3	0,007	,014	-	-	-0,01	,017	-	-
1997 q4	0,002	,005	-	-	0,011	,008	-	-
1998 q1	-0,03	,019	-	-	-0,01	,052	-	-
1998 q2	-0,025	,016	-	-	-0,010	,031	-	-
1998 q3	-0,008	,016	-	-	-0,006	,019	-	-
Statistique m_1		-12,89		-13,14		-8,16		-8,35
Statistique m_2		0,77		0,98		1,73		1,69
Statistique du test de Sargan		10,07 (16)		13,45(16)		19,14(16)		15,89 (16)

21. Les coefficients qui sont significatifs au niveau de 5 % dans les estimations en une étape sont marqués de deux **. Ceux qui sont significatifs au niveau de 10 % sont marqués d'un *.

Figure 6. Variation moyenne de la marge prix-coût (après correction pour tenir compte de la part de marché et de la rentabilité décalée), 1990-1998



Pour le sous-échantillon d'entreprises sous contrôle canadien, dans les spécifications (a) et (b), les statistiques m_1 et m_2 ne réussissent pas à invalider l'utilisation de l'approche MMG adoptée ici, en ce sens que nous pouvons rejeter l'hypothèse selon laquelle l'autocovariance moyenne des résidus de premier ordre est nulle, mais nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse selon laquelle l'autocovariance moyenne des résidus de deuxième ordre est nulle. Nous ne pouvons pas non plus rejeter l'hypothèse nulle de l'absence de corrélation en série en utilisant le test de Sargan des contraintes de suridentification. En ce qui concerne le sous-échantillon d'entreprises sous contrôle américain, les statistiques m_1 et m_2 ne valident pas non plus l'utilisation de l'approche MMG d'Arellano et Bond. L'hypothèse nulle d'absence de corrélation en série résiste au test de Sargan des contraintes de suridentification au niveau de signification de 5 % mais elle serait rejetée au niveau de 10 % dans le cas de la spécification (b).

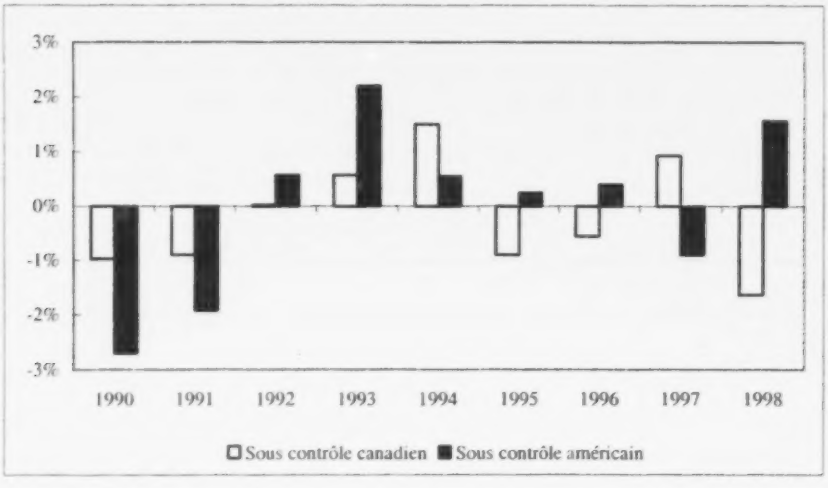
Le tableau 3 présente les résultats pour l'autre mesure de la rentabilité, soit le rendement du capital employé.

La rentabilité décalée est un déterminant puissant et statistiquement significatif de la rentabilité actuelle dans trois des quatre équations estimées en utilisant cette mesure. L'exception est la régression estimée pour les entreprises sous contrôle américain en utilisant des variables temporelles nominales pour tenir compte des effets cycliques.

La part de marché est de signe « correct » dans toutes quatre équations. Elle est statistiquement significative dans les deux équations pour les entreprises sous contrôle canadien mais dans ni l'une ni l'autre des spécifications estimées pour les entreprises sous contrôle américain.

La variable mesurant la croissance du PIB est de signe positif dans les deux régressions dans lesquelles elle est présente. Toutefois, elle n'est statistiquement significative que dans la régression pour les entreprises sous contrôle canadien.

Figure 7. Variation moyenne du "rendement du capital employé" (après correction pour tenir compte de la part de marché et des bénéfices décalés), entreprises sous contrôle canadien et entreprises sous contrôle américain, 1990-1998



La variable de taux de change est statistiquement significative dans les équations pour le sous-échantillon d'entreprises sous contrôle canadien et celui d'entreprises sous contrôle américain (aux niveaux de signification de 5 % et de 10 %, respectivement). En outre, elle est de signe « correct » (c.-à-d. positif) dans l'une et l'autre régression.

Deux des régressions présentées au tableau 3 tiennent compte des effets de type cyclique en utilisant des variables temporelles nominales propres au trimestre, dont les variations successives peuvent être considérées comme des estimations du déplacement qui a lieu entre les deux périodes de la coordonnée à l'origine de l'équation estimée.

La figure 7 présente graphiquement les variations annuelles moyennes dans l'équation pour le « rendement du capital employé » comme mesure de la rentabilité, tout en tenant compte de l'effet de la part de marché et de la rentabilité décalée. Durant la plus grande partie de la période, les bénéfices selon cette mesure suivent une courbe semblable à celle des marges prix-coût. À compter de 1995, toutefois, on observe certaines divergences. Notamment, les variations de la rentabilité des entreprises américaines et canadiennes deviennent presque des « images réfléchies » les unes des autres, les entreprises sous contrôle américain affichant une baisse de rentabilité en 1997 alors que les entreprises sous contrôle canadien affichent une hausse, et les entreprises sous contrôle canadien connaissant des baisses de rentabilité en 1996 et en 1998 alors que leurs homologues sous contrôle américain enregistrent des hausses.

Dans l'ensemble, la croissance cumulative de la rentabilité au cours de la période représente 1,6 point de pourcentage pour les entreprises sous contrôle américain et -1,9 point de pourcentage pour les entreprises sous contrôle canadien.

Dans le cas du sous-échantillon d'entreprises sous contrôle canadien, les spécifications de régression (a) et (b) donnent de bons résultats dans les trois tests utilisés pour déterminer le caractère approprié (ou non) de l'approche selon la MMG adoptée. Nous rejetons l'hypothèse nulle selon laquelle l'autocovariance moyenne des résidus d'ordre 1 est nulle, mais nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle selon laquelle l'autocovariance moyenne des résidus d'ordre 2 est nulle. En outre, nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle qui sous-tend le test de Sargan des contraintes de suridentification.

Le tableau est un peu moins clair dans le cas du sous-échantillon d'entreprises sous contrôle américain. De nouveau, nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle pour les tests de Sargan dans les spécifications (a) et (b). Nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle l'autocovariance moyenne des résidus d'ordre 1 peut être rejetée. Toutefois, si nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle correspondante pour les résidus moyens d'ordre 2 au niveau de signification de 10 %, pour la spécification (a), nous ne la rejetons pas au niveau de signification de 5 %. Pour la spécification (b), nous rejetons l'hypothèse au niveau de spécification de 10 % (avec une valeur p de 0,092).

9. Conclusion

Dans la présente étude, nous avons concentré notre attention sur deux questions. La première était la mesure dans laquelle la rentabilité des entreprises sous contrôle canadien et celle des entreprises sous contrôle étranger ont affiché des tendances différentes ainsi que l'évolution de ces tendances durant les années 90. La deuxième était celle de savoir si les différences entre les coefficients des régressions des bénéfices estimés laissent supposer que des facteurs différents ont joué dans le cas des deux ensembles d'entreprises, et plus particulièrement si les deux groupes différaient sur le plan de leur position de force sur le marché et si des changements exogènes dans l'environnement ont eu un effet différent sur l'un et l'autre.

Au cours des années 90, les entreprises sous contrôle américain étaient généralement plus rentables que celles sous contrôle canadien. Toutefois, les données recueillies sur l'existence d'une tendance à long terme indiquant un changement marqué dans les différences entre les deux populations sont mixtes. Les résultats des régressions conçues pour saisir la variation de la rentabilité au fil du temps en utilisant des variables temporelles nominales trimestrielles n'appuient guère la notion d'une tendance à la baisse de la rentabilité des grandes entreprises sous contrôle américain relativement à celle des entreprises sous contrôle canadien. Les marges prix-coût semblent avoir augmenté au cours des années 90 tant pour les entreprises sous contrôle canadien que pour celles sous contrôle américain faisant partie de l'échantillon. Par contre, la mesure de la rentabilité « rendement du capital employé » montre une certaine divergence au cours de la période, mais d'une ampleur insuffisante pour indiquer qu'il s'agirait d'un phénomène irréversible.

Nous nous sommes penchés ensuite sur la question du rôle de la *part de marché* dans la détermination de la rentabilité des entreprises sous contrôle canadien par rapport à celles sous contrôle américain. Comme dans le cas de Machin et van Reenen (1993) et de McDonald (1999), nous avons observé que les bénéfices sont fonction de la part de marché. Toutefois, une

constante se dégage de notre étude, pour différentes spécifications et selon différentes mesures de la rentabilité, et c'est que la part de marché est considérablement plus importante dans le cas des entreprises sous contrôle canadien que de celles sous contrôle américain. Le coefficient associé est significatif au niveau de 5 % pour le sous-échantillon d'entreprises sous contrôle canadien dans toutes les quatre spécifications dans lesquelles il paraît mais dans aucune des régressions qui portent sur le sous-échantillon d'entreprises sous contrôle américain. Sur le plan de la grandeur, les estimations ponctuelles du coefficient varient (selon la spécification) entre 0,40 et 0,55 pour le sous-échantillon d'entreprises sous contrôle canadien, comparativement à entre 0,13 et 0,18 pour les entreprises sous contrôle américain.

Selon l'approche de Mueller de l'examen de la persistance de la rentabilité, la rapidité de la réversion à la moyenne dans les mesures de rentabilité serait une preuve de la mesure dans laquelle les membres du groupe à l'étude (p. ex., une industrie) sont appelés à faire face à un comportement concurrentiel. Plus particulièrement, un coefficient de valeur plus grande de la mesure *rentabilité décalée* est généralement considéré comme preuve d'un comportement moins concurrentiel, puisque les coefficients plus importants sont associés à une réversion plus lente à la moyenne. Selon cette mesure, les entreprises sous contrôle canadien semblent afficher un comportement un peu moins concurrentiel que les entreprises sous contrôle américain.

Ces résultats sont conformes à ceux de recherches antérieures selon lesquelles la structure du marché étranger a un plus grand effet que la structure du marché intérieur sur le rendement des entreprises sous contrôle américain. Gorecki (1975) montre que l'entrée est associée négativement aux obstacles à l'entrée dans le cas des entreprises nationales mais non des entreprises étrangères. Ces résultats confirment également le résumé de la littérature dans Caves (1982, ch. 4) selon lequel les conditions du marché national influent davantage sur le rendement de nombreuses multinationales que la structure du marché du pays hôte. Même si nous n'avons pas encore vérifié directement l'effet de la structure du marché national, nous avons au moins montré que la taille des entreprises sous contrôle américain au Canada n'est pas liée étroitement à la rentabilité, contrairement au cas des entreprises sous contrôle canadien.

Le deuxième ensemble de données recueillies qui permet de différencier entre les deux groupes portent sur la mesure dans laquelle les bénéfices persistent dans l'un et l'autre. La persistance des bénéfices est nettement plus marquée chez les entreprises sous contrôle canadien que chez celles sous contrôle américain. Nous avons interprété la persistance des bénéfices comme indiquant que les entreprises font face à moins de pressions concurrentielles. À nouveau, ces données indiquent que ce sont les entreprises canadiennes plutôt que les entreprises étrangères qui mènent leurs activités dans un environnement moins concurrentiel.

La seule constatation à l'encontre de cette conclusion est le signe et la signification de la variable procyclique de croissance du PIB. Sur ce plan, les entreprises sous contrôle américain sont plus sensibles aux variations des conditions économiques. D'une part, nous pourrions conclure que cette constatation appuie le modèle de Green et Porter. D'autre part, toutefois, elle pourrait tenir simplement à ce que les entreprises sous contrôle américain sont plus sensibles au cycle nord-américain qui a touché le Canada au début des années 90 parce qu'elles se sont diversifiées davantage sur ces marchés. Ce résultat pourrait s'expliquer également par la plus grande

restructuration économique subie par les entreprises sous contrôle étranger durant la période de mise en œuvre de l'Accord de libre-échange avec les États-Unis[22].

Il y a une autre façon d'interpréter les différences relevées entre les deux groupes. Il est utile de signaler que, si les marges prix-coût pour les entreprises sous contrôle américain sont sensibles à la croissance du PIB, les taux de rendement ne le sont pas. On peut en déduire que les augmentations de flux de bénéfices bruts s'accompagnent d'un investissement plus important dans le segment sous contrôle américain mais non dans celui sous contrôle canadien.

L'inclusion d'une variable de taux de change dans les équations de régression nous permet de distinguer entre l'effet des fluctuations du taux de change sur l'un et l'autre groupe.

Notre constatation que la variable *taux de change* est de signe positif dans toutes les spécifications dans lesquelles elle est statistiquement significative au niveau de 10 % ou à un niveau supérieur est conforme à l'hypothèse selon laquelle les exportateurs canadiens établissent leurs prix en fonction des marchés mondiaux. Les marges prix-coût ainsi que le taux de rendement des entreprises sous contrôle canadien augmentent considérablement lorsque le dollar canadien baisse par rapport au dollar américain. Cependant, seul le taux de rendement des entreprises sous contrôle américain subit un effet significatif, peut-être parce que les marges prix-coût reflètent la variation des prix pour ce qui est tant du numérateur que du dénominateur alors que ce n'est pas le cas des taux de rendement à court terme. Plus important encore, les entreprises sous contrôle américain sont probablement davantage intégrées aux marchés nord-américains où les importations représentent une part plus importante d'achats de matières intermédiaires sur lesquelles la dépréciation du dollar a un effet négatif.

22. Pour des preuves de la plus grande restructuration subie par les entreprises sous contrôle étranger autour d'un ensemble plus petit de produits, voir Baldwin, Beckstead et Caves (2001).

Annexe A

Comme la méthodologie employée aux fins de la présente étude exige l'utilisation d'observations contiguës sur des unités semblables, nous avons réduit la population aux seules observations qui fournissent cette information.

La composition des échantillons qui en résultent est indiquée aux tableaux A1 et A2 ci-dessous. Les « 1 » et les « x » représentent, respectivement, des données non manquantes et des données manquantes et tous les tableaux se rapportent à la composition des données transformées[23]. Ainsi, la première ligne du tableau 1(a) montre que les données transformées qui sous-tendent les régressions présentées au tableau 2 portent sur 685 entreprises pour lesquelles des observations existent pour toutes les neuf périodes comprises entre 1990 et 1998 inclusivement. Il y a 199 entreprises pour lesquelles des observations existent pour la période de 1990 à 1995.

Tableau A1(a). Tendances du sous-échantillon au tableau 2, entreprises sous contrôle canadien (a) et (b)

Nombre d'entreprises affichant la tendance	Pourcentage d'entreprises affichant la tendance	Pourcentages cumulés	Tendance
685	39,14	39,14	111111111
199	11,37	50,51	111111xxx
151	8,63	59,14	x11111111
96	5,49	64,63	11111111x
76	4,34	68,97	xx1111111
71	4,06	73,03	1111111xx
57	3,26	76,29	xxx111111
50	2,86	79,14	x1111111x
28	1,60	80,74	xx111111x
337	19,26	100,00	(autres tendances)
1 750	**100,00**		

Tableau A1(b). Tendances du sous-échantillon au tableau 2, entreprises sous contrôle américain (a) et (b)

Nombre d'entreprises affichant la tendance	Pourcentage d'entreprises affichant la tendance	Pourcentages cumulés	Tendance
237	50,11	50,11	111111111
21	4,44	54,55	x11111111
21	4,44	58,99	111111xxx
20	4,23	63,21	xx1111111
16	3,38	66,60	xxxxxxxx1
16	3,38	69,98	11111111x
13	2,75	72,73	xxxxxxx11
13	2,75	75,48	xxxxxx111
13	2,75	78,22	1111111xx
103	21,78	100,00	(autres tendances)
473	**100,00**		

23. Différenciées et décalées.

Tableau A2(a). Tendances du sous-échantillon au tableau 3, entreprises sous contrôle canadien (a) et (b)

Nombre d'entreprises affichant la tendance	Pourcentage d'entreprises affichant la tendance	Pourcentages cumulés	Tendance
612	37,68	37,68	111111111
189	11,64	49,32	111111xxx
141	8,68	58,00	x11111111
98	6,03	64,04	11111111x
71	4,37	68,41	xx1111111
66	4,06	72,48	1111111xx
53	3,26	75,74	x1111111x
50	3,08	78,82	xxx111111
30	1,85	80,67	x111111xx
314	19,33	100,00	(autres tendances)
1 624	**100,00**		

Tableau A2(b). Tendances du sous-échantillon au tableau 3, entreprises sous contrôle américain (a) et (b)

Nombre d'entreprises affichant la tendance	Pourcentage d'entreprises affichant la tendance	Pourcentages cumulés	Tendance
214	50,12	50,12	111111111
19	4,45	54,57	x11111111
19	4,45	59,02	111111xxx
17	3,98	63,00	xx1111111
17	3,98	66,98	11111111x
15	3,51	70,49	xxxxxxxx1
14	3,28	73,77	1111111xx
12	2,81	76,58	xxxxxxx11
12	2,81	79,39	xxxxxx111
88	20,61	100,00	(autres tendances)
427	**100,00**		

Bibliographie

Anderson, T.W. et C. Hsiao. 1981. "Estimation of Dynamic Models with Error Components." *Journal of the American Statistical Association*, 589-606.

Arellano, M. et S. Bond. 1991. "Some Tests of Specification for Panel Data." *Review of Economic Studies*, 58: 277-297.

Baldwin, J.R. 1995. *The Dynamics of Industrial Competition*. Cambridge: Cambridge University Press.

Baldwin, J.R., D. Beckstead et R.E. Caves. 2001. *Changements observés au niveau de la diversification des entreprises du secteur canadien de la fabrication (de 1973 à 1997) : Vers la spécialisation*. Série de documents de recherche sur les études analytiques 11F0019MIF2001179. Direction des études analytiques. Ottawa : Statistique Canada.

Baldwin, J.R. et N. Dhaliwal. 2001. "Hétérogénéité de la croissance de la productivité du travail dans le secteur de la fabrication : Comparaison entre les établissements sous contrôle canadien et étranger." Dans *Croissance de la productivité au Canada*. N° 15-204-XPF au catalogue. Ottawa: Statistique Canada.

Baldwin, J.R. et P. Hanel. 2003. *Innovation and Knowledge Creation in an Open Economy: Canadian Industry and International Implications*. Cambridge: Cambridge University Press.

Baldwin, J.R. et W. Gu. 2003. *Roulement des usines et croissance de la productivité dans le secteur canadien de la fabrication.* Série de documents de recherche sur les études analytiques 11F0019MIF2003193. Direction des études analytiques. Ottawa : Statistique Canada.

Baldwin, J.R. E. Rama et D. Sabourin. 1999. *Croissance de l'utilisation des technologies de pointe dans le secteur canadien de la fabrication durant les années 90.* Série de documents de recherche sur les études analytiques 11F0019MIF1999105. Direction des études analytiques. Ottawa : Statistique Canada.

Baldwin, J.R., D. Sabourin et D. West. 1999. *Technologie de pointe dans le secteur de la transformation des aliments au Canada.* N° 88-518-XIF au catalogue. Direction des études analytiques. Ottawa : Statistique Canada.

Blundell, R. et S. Bond. 1998. "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models." *Journal of Econometrics*, 87: 115-143.

Caves, R.E. 1971. "International Corporations: The Industrial Economics of Foreign Investment." *Economica* 38: 1-27.

Caves, R.E. 1982. *Multinational Enterprise and Economic Analysis*. Cambridge Surveys of Economic Literature. Cambridge: Cambridge University Press.

Chirinko, R.S. et S.M. Fazzari. 1994. "Economic Fluctuations, Market Power and Returns to Scale: Evidence From Firm Level Data." *Journal of Applied Econometrics*, 9: 47-69.

Clarke, R. et S. Davies. 1982. "Market Structure and Price-Cost Margins." *Economica*, 49: 227-287.

Conyon, M.J, S. Girma, S. Thompson et P.W. Wright. 2002. "The Productivity and Wage Effects of Foreign Acquisition in the United Kingdom." *Journal of Industrial Economics*, 50: 1, pp.85-101.

Conyon, M. et S. Machin. 1991. "Market Structure and the Empirical Specification of Profit Margins." *Economic Letters*, 35: 227-231.

Covari, R. et R. Wisner. 1991. *The Role of Foreign Multinationals in Shaping Canada's International Competitiveness*. Mimeo. Ottawa: Conseil économique du Canada et Investissement Canada.

Cowling, K. et M. Waterson. 1976. "Price-Cost Margins and Market Structure." *Economica*, 43: 267-274.

Doms, M. et J. Jensen. 1998. "Comparing Wages, Skills and Productivity Between Domestically and Foreign Owned Manufacturing Establishments in the United States." Dans J.R. Baldwin, R.E. Lipsey et J.D. Richardson (dir.) *Geography and Ownership as a Basis for Economic Accounting*, NBER Studies in Income and Wealth, Vol.59. Chicago: University of Chicago Press.

Dunning, J. (dir.). 1985. *Multinational Enterprises, Economic Structure and International Competitiveness*. Chester: John Wiley.

Dunning, J.H. 1993. *Multinational Enterprises and the Global Economy*. Wokingham, Angleterre: Addison-Wesley.

Fisher, F.M. et J.J. McGowan. 1983. "On the Misuse of Accounting Rates of Return to Infer Monopoly Profits." *American Economic Review*, 73: 82-97.

Galeotti, M. et F. Schiantarelli. 1998. "The Cyclicality of Markups in a Model with Adjustment Costs: Econometric Evidence for U.S. Industry." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 60(2): 121-142.

Geroski, P. et A. Jacquemin. 1988. "The Persistence of Profits: An International Comparison." *Economic Journal*, 98, pp. 375-389.

Globerman, S., J.C. Ries et I. Vertinsky. 1994. "The Economic Performance of Foreign Affiliates in Canada." *Canadian Journal of Economics*, 27: 1, pp.143-156.

Goldberg, P.K. et M.M. Knetter. 1997. "Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?" *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXV, pp.1243-1272.

Gorecki, P.K. 1976. "The Determinants of Entry by Domestic and Foreign Enterprises in Canadian Manufacturing Industries: Some Comments and Empirical Results." *Review of Economics and Statistics,* 58 (Novembre): 485-88.

Green, E.J. et R.H. Porter. 1984. "Non-cooperative Collusion Under Imperfect Price Information." *Econometrica*, 52: 87-100.

Hall, R.E. 1986. "Market Structure and Macroeconomic Fluctuations." *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.2: 285-322.

Hall, R.E. 1988. "The Relation Between Price and Marginal Cost in U.S. Industry." *Journal of Political Economy*, 96: 921-947.

Hansen, L.P. 1982. "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators." *Econometrica*, 50: 1029-1024.

Haskel, J., C. Martin et I. Small. 1995. "Price, Marginal Cost and the Business Cycle." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57: 25-41.

Head, K.1998. "Comparing Wages, Skills and Productivity Between Domestically and Foreign Owned Manufacturing Establishments in the United States: Comment." Dans R.E. Baldwin, R.E. Lipsey et J. David Richardson (dir.) *Geography and Ownership as a Basis for Economic Accounting*, NBER Studies in Income and Wealth, Vol.59, Chicago: University of Chicago Press.

Heckman, J. 1979. "Sample Selection Bias as a Specification Error." *Econometrica*, 47(1): 153-161.

Khemani, R.S. et D.M. Shapiro. 1990. "The Persistence of Profitability in Canada." Chapitre 3 dans *The Dynamics of Company Profits* (publié sous la direction de D.C. Mueller, *op. cit.*).

Krugman, P. 1987. "Pricing to Market When the Exchange Rate Changes." Dans Sven W. Arndt et J. David Richardson (dir.) *Real-Financial Linkages Among Open Economies*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.

Kyriazidou, E. 1997. "Estimation of a Panel Data Sample Selection Model." *Econometrica*, 65(6): 1335-1364.

Kyriazidou, E. 1999. *Estimation of Dynamic Panel Data Sample Selection Models*. Mimeo, University of Chicago.

Lancaster, T. 1990. *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge: Cambridge University Press.

Levitt, K. 1970. *Silent Surrender—the Multinational Corporation in Canada.* Toronto: Macmillan.

Machin, S. et J. van Reenen. 1993. "Profit Margins and the Business Cycle: Evidence for U.K. Manufacturing Firms." *Journal of Industrial Economics*, 41: 29-50.

Marston, R.C. 1990. "Pricing To Market in Japanese Manufacturing." *Journal of International Economics*, 29: 217-36.

McDonald, J.T. 1999. "The Determinants of Firm Profitability in Australian Manufacturing." *Economic Record*, 75(229): 115-126.

McKenzie, K. et A.J. Thompson. 1997. *Taxes, the Costs of Capital and Investment: A Comparison of Canada and the United States*. Document de travail 97-3. Technical Committee on Business Taxation. Ottawa: Ministère des Finances.
Mintz, J. 2002. "Taxes and Fiscal Instruments in the New Economy." *ISUMA* 3(1): 107-11.

Morrison, C.J. 1993. "Productive and Financial Performance in U.S. Manufacturing Industries: An Integrated Structural Approach." *Southern Economic Journal*, 60: 376-392.

Morrison, C.J. 1994. "The Cyclical Nature of Markups in Canadian Manufacturing: A Production Theory Approach." *Journal of Applied Econometrics*, 9: 269-282.

Mueller, D.C. 1990. *The Dynamics of Company Profits*. Cambridge University Press, Cambridge.

Pacquet, G. (dir.). 1972. *The Ownership and Performance of Firms*. Toronto: Ryerson Press.

Raynauld, A. 1972. "The Ownership and Performance of Firms." dans G. Pacquet (dir.) *The Ownership and Performance of Firms*. Toronto: Ryerson Press.

Rotemberg, J.J. et G. Saloner. 1986. "A Supergame-Theoretic Model of Price Wars during Booms." *American Economic Review*, 76: 390-407.

Safarian, A.E. 1969. *The Performance of Foreign-owned Firms in Canada*. Montreal: Private Planning Association of Canada.

Salinger, M. 1984. "Tobin's *q*, Unionization, and the Concentration-profits relationship." *Rand Journal of Economics*, 15: 159-170.

Saunders, R.S. 1980. "The Determinants of Productivity in Manufacturing Industries." *Journal of Industrial Economics*, 29: 167-84.

Schmalensee, R. 1989. "Intra-Industry Profitability Differences in U.S. Manufacturing 1953-1983." *Journal of Industrial Economics*, 37(4): 337-357.

Statistique Canada. 1994. *CALURA, Sociétés*. N° 61-220-XPB au catalogue. Ottawa : Ministre de l'Industrie.

Statistique Canada. 1998. *Statistiques financières et fiscales des entreprises*. N° 61-219-XPB au catalogue. Ottawa : Ministre de l'Industrie.

Wernerfelt, B. et C.A. Montgomery. 1988. "Tobin's *q* and the Importance of Focus in Firm Performance." *American Economic Review*, 78: 246-250.

ANALYSE ÉCONOMIQUE
DOCUMENTS DE RECHERCHE

No.001 *Une comparaison de la croissance économique au Canada et aux États-Unis à l'âge de l'information 1981-2000 : L'importance de l'investissement dans les technologies de l'information et des communications,* ***Philip Armstrong, Tarek M. Harchaoui, Chris Jackson et Faouzi Tarkhani (1 mars 2002)***

No.002 *Parité de pouvoir d'achat : Le cas du Canada et des États-Unis,* ***Beiling Yan (mai 2002)***

No.003 *L'importance accrue des producteurs plus petits dans le secteur de la fabrication : Comparison Canada/Etats-Unis,* ***John Baldwin, Ron S. Jarmin et Jianmin Tang (mai 2002)***

No.004 *Statistiques sur le commerce des sociétés affiliées à l'étranger – 1999 : La livraison des biens et des services sur les marchés internationaux,* ***Colleen Cardillo (avril 2002)***

No.005 *Volatilité de l'emploi au niveau régional dans le secteur canadien de la fabrication : Les effets de la spécialisation et du commerce,* ***John Baldwin, W.Mark Brown (11 avril 2003)***

No.006 *Antécédents de croissance, degré de concentration des connaissances et structure financière des petites entreprises,* ***Guy Gellatly, S.Thornhill, A.Riding (06 août 2003)***

No.007 *Prise en compte des émissions de gaz à effet de serre dans le cadre conventionnel d'estimation de la productivité,* ***Tarek M. Harchaoui, Dmitry Kabrelyan, Rob Smith (le 1 novembre 2002)***

No.008 *Vaincre les distances, vaincre les frontières : comparaison des échanges régionaux en Amérique du Nord,* ***W.Mark Brown (16 avril 2003)***

No.009 *L'impact des émissions de gaz à effet de serre sur la croissance de la productivité au Canada, 1981-1996 : une approche expérimentale,* ***Tarek M. Harchaoui et Pierre Lasserre (le 1 novembre 2002)***

No.010 *Une approche frontière de la productivité multifactorielle au Canada et aux Etats-Unis,* ***Kais Dachraoui, Tarek M. Harchaoui (le 3 avril 2003)***

No.011 *Participation aux marchés d'exportation et productivité du secteur canadien de la fabrication,* ***John R.Baldwin, Wulong Gu (le 13 août)***

No.012 *Effet de l'utilisation des technologies de pointe sur le rendement des entreprises du secteur canadien de la transformation des aliments,* ***John R.Baldwin, David Sabourin et David Smith (le 3 juin 2003)***

No.013 *Statistiques sur le commerce des sociétés affiliées à l'étranger – Opération canadiennes à l'étranger 1999 à 2001,* ***Division de la balance des paiements, par Michael Marth (mai 2003)***

No.014 *Effect de la réduction des tarifs sur la taille et sur le roulement des entreprises dans le secteur canadien de la fabrication,* ***Wulong Gu, G.Sawchuk, L.Whewell (le 19 août)***

No.015 *Les sources de la croissance des émissions de CO2 du secteur canadien des entreprises, 1990 à 1996,* ***par Kaïs Dachraoui, Gerry Gravel, Tarek M. Harchaoui et Joe St. Lawrence (septembre 2003)***

No.016 *Répercussions du travail autonome sur la croissance de la productivité du travail: Comparison Canada-États-Unis,* ***John R. Baldwin, James Chowhan (le 21 août 2003)***

No.017 *Le capital public et sa contribution à la productivité du secteur des entreprises du Canada,* ***Tarek M. Harchaoui et Faouzi Tarkhani (le 12 novembre 2003)***

No.018 *Prospérité et productivité : Une comparaison Canada-Australie,* ***Tarek M. Harchaoui, Jimmy Jean et Faouzi Tarkhani (le 09 décembre 2003)***

No.019 *Exode, rationalisation ou concentration? Analyse des sièges sociaux au Canada, 1999 à 2002,* ***John Baldwin, Desmond Beckstead et Mark Brown (le 08 décembre 2003)***

No.020 *Effet de l'évolution de l'utilisation des technologies sur le rendement des établissements dans le secteur de la fabrication au Canada,* ***John Baldwin et David Sabourin (27 juillet 2004)***

No.021 *Concurrence industrielle, évolution des parts de marché et croissance de la productivité,* ***John Baldwin et Wulong Gu (22 juillet 2004)***

No.022 *Innovation, survie et rendement des établissements canadiens de fabrication,* ***John Baldwin et Wulong Gu (Septembre 2004)***

No.023 *Renouvellement de l'économie manufacturière au Canada : Une comparaison régionale, 1973 à 1996,* ***W.Mark Brown (21 octobre 2004)***

No.024 *Rattrapage et perte de terrain : la performance provinciale du PIB par habitant entre 1990 et 2003,* ***John R. Baldwin, Mark Brown, Jean-Pierre Maynard, Danielle Zietsma (9 novembre 2004)***

No.025 *Qu'est-il advenu de la croissance économique et de la productivité au Canada et aux États-Unis à l'ère de l'information?* ***Tarek M. Harchaoui et Faouzi Tarkhani (23 novembre 2004)***

No.026 *Utilisation de l'eau, prix fictifs et productivité du secteur canadien des entreprises,* ***Kaïs Dachraoui et Tarek M. Harchaoui (1 décembre 2004)***

No.027 *Libéralisation des échanges : participation aux marchés d'exportation, croissance de la productivité et innovation,* ***John Baldwin et Wulong Gu (14 décembre 2004)***

No.028 *Comparaison des niveaux de productivité au Canada et aux États-Unis : étude de certains aspects de la mesure,* ***John R. Baldwin, Jean-Pierre Maynard, Marc Tanguay, Fanny Wong et Beiling Yan (20 janvier 2005)***

No.029 *Intégration et cointégration : les prix dans les secteurs canadien et américain de la fabrication obéissent-ils à la « loi du prix unique »?* ***André Bernard, Paul Warren et Beiling Yan (15 février 2005)***

No.030 *Rentabilité des entreprises sous contrôle canadien par rapport aux entreprises sous contrôle américain,* ***Paul Warren (3 mars 2005)***